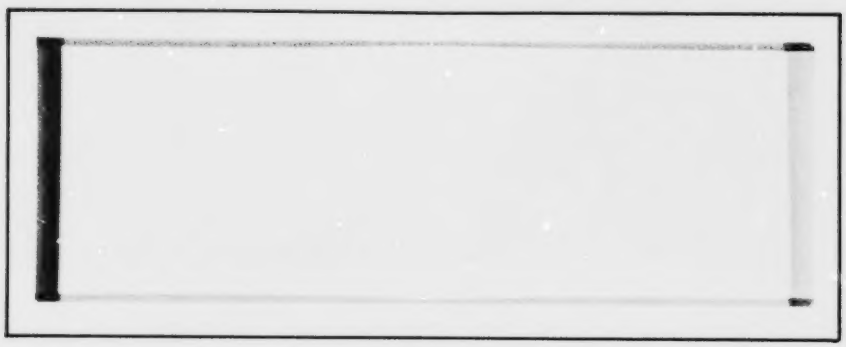
Agriculture Canada



DOCUMENTS DE TRAVAIL

Marketing and Economics Branch

Direction générale de la commercialisation et de l'économie

Les documents de travail constituent 1) des rapports provisoires établis par le personnel de la Direction générale de la commercialisation et de l'économie ou 2) des rapports sur des recherches contractuelles. Les rapports précédents n'ont pas été examinés en profondeur et sont diffusés à des fins de discussions et d'échanges de vue. Les points de vue exprimés dans ces documents sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position d'Agriculture Canada.

COMPARAISON DE L'EFFICACITÉ PRÉVISIONNELLE DES MODÈLES FARM ET ARIMA*

(Document de travail 4F/86)

Gérald Roy

Département d'économique
Université de Sherbrooke
Sherbrooke, Québec
J1K 2R1

Mars 1986

*Ce travail a été réalisé grâce à une subvention de recherche de Agriculture Canada. Nos remerciements vont à Ismael Chiadmi et André Lussier pour l'excellence de leur travail comme assistants de recherche.

TABLEAU DE MATIERES

	Pages
Introduction	1
Méthodologie de comparaison	3
Modèles ARIMA pour vingt-quatre variables endogènes du modèle FARM	6
Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période d'estimation de 1980-4	12
Application de la prévision composée de Bates-Granger à l'évaluation d'un modèle économétrique	16
Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période 1981-1 à 1984-4: simulations non-simultanées de FARM	20
Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période 1981-1 à 1984-4: simulation simult nées de FARM	25
Bibliographie	30
Annexe	32

Introduction

Le modèle économétrique FARM (Food and Agriculture Regional Model) offre une description de la production et de la mise en marché des produits agricoles canadiens regroupés en quatre catégories: les grains, le bétail, la volaille et le lait. Chaque catégorie de produits est, en quelque sorte, un modèle de prix relié aux autres catégories via les prix des produits concurrents, complémentaires et d'inputs. C'est un modèle trimestriel qui distingue entre l'Est et l'Ouest lorsque les systèmes de production et de mise en marché des biens sont différents d'une région à l'autre. En décembre 1984, le modèle comprenait plus de 625 équations et 800 variables*.

Le but de ce travail est d'évaluer la performance prévisionnelle du modèle FARM par rapport au point de repère que constituent les modèles ARIMA univariés. Pour ce faire, nous avons développé pour vingt-quatre variables endogènes contenues dans FARM des modèles univariés pour la période 1961-1 à 1980-4 (période d'estimation)**, effectué des prévisions pour la période 1981-1 à 1984-4 (période de prévision) et comparé ces prévisions avec celles obtenues par des simulations avec le modèle économétrique. Les variables endogènes analysées appartiennent exclusivement aux catégories du bétail, de la volaille et du lait dans FARM qui ont fait

---

* La réalité économique est en évolution constante et les modèles économétriques qui tentent de la représenter doivent aussi évoluer. Le modèle FARM n'y échappe pas. Depuis la fin de notre étude, le modèle a été modifié; par exemples, la distinction entre dindon léger et dindon lourd a été éliminée, et les équations pour le boeuf et la volaille ont été partiellement remaniées.

** La période d'estimation peut varier d'une série à l'autre selon la disponibilité des données; cependant, cette période se termine en 1980-4 pour tous les cas étudiés.

l'objet d'une révision récente (1983) par Agriculture Canada. Elles constituent un échantillon représentatif des variables du modèle FARM.

Les prévisions de FARM analysées dans ce travail sont de deux sortes. Tout d'abord, nous avons utilisé des simulations non-simultanées de FARM: elles correspondent aux prévisions obtenues à partir des équations individuelles, pour lesquelles les valeurs des variables prédéterminées en période de prévision sont fixées à leurs vraies valeurs. Ces prévisions constituent un test sur la justesse de la spécification et la qualité d'ajustement des équations. En second lieu, nous avons effectué les comparaisons des prévisions avec les simulations simultanées de FARM. Ces secondes prévisions sont en général le résultat d'une procédure complexe où d'un côté, l'information hors échantillon peut être incorporée au modèle (par la méthode d'ajustement du terme constant; voir à ce sujet Klein, 1971) et d'un autre côté, une place importante et faite à l'interaction simultanée des équations. Ces prévisions sont, en quelque sorte, aussi bien un test sur l'exercice global de la prévision que sur le modèle lui-même.

La comparaison des prévisions de FARM et ARIMA est faite sur la base d'un horizon prévisionnel d'une période à l'avance. Ce choix permet d'analyser l'efficacité prévisionnel à court terme des modèles; de plus, il assure le nombre maximum de prévisions et rend, par le fait même, les calculs de comparaison plus pertinents.

Un modèle économétrique constitue une démarche essentiellement dynamique, en évolution constante. Que ce soit au niveau des données, dont

les fréquentes mises à jour donnent lieu à des modifications parfois importantes du modèle, que ce soit au niveau de la recherche de spécifications plus robustes, mieux adaptées à la nature essentiellement dynamique des marchés agricoles, le modèle FARM forme une entité qui est modifiée et adaptée constamment aux nouvelles conditions de l'économie agricole canadienne. Dans ce travail, et en autant qu'elles étaients disponibles, nous avons cherché à incorporer les modifications récentes de FARM, quitte à briser l'uniformité dans la présentation des différentes sections.

La suite de ce texte comprend une description de la méthodologie utilisée dans la comparaison des prévisions, un examen des résultats et, en annexe, une description détaillée de la procédure employée dans la construction des modèles ARIMA et dans l'élaboration des prévisions.

Méthodologie de comparaison

Depuis Theil (1961), l'évaluation des performances prévisionnelles d'un modèle économétrique consiste à séparer la période d'échantillon en deux, l'une pour l'estimation et l'autre pour la prévision, et à évaluer la qualité des prévisions sur ces deux périodes. Le critère d'évaluation peut être subjectif et dépendre de l'utilisation faite des prévisions. Depuis les travaux de Nelson (1972), Newbold et Granger (1974), Bhattacharyya (1980) et plusieurs autres — voir à ce sujet le survol récent de Mahmoud (1984) —, l'efficacité prévisionnelle est désormais établie par rapport à un ou des modèles concurrents et la comparaison repose essentiellement sur l'efficacité relative de chacun.

La méthodologie suivie dans ce travail repose sur la réalisation des étapes suivantes:

(1) Choisir un nombre de variables endogènes représentatives du modèle FARM dans les secteurs du boeuf, du porc, de la volaille et du lait.

(2) Développer un modèle ARIMA pour chaque variable endogène retenue selon la procédure de Box-Jenkins (1970). Ici, la période d'estimation se termine en 1980-4 pour les deux types de modèles.

(3) Effectuer la prévision à partir des ARIMA sur seize trimestres (1981-1 à 1984-4) pour lesquels les vraies valeurs (valeurs actuelles) sont disponibles.

(4) Calculer l'erreur quadratique moyenne (MSE) de la prévision d'une période à l'avance pour la période d'estimation et la période de prévision.

(5) Obtenir des prévisions équivalentes pour le modèle FARM. Dans le cas des simulations non-simultanées, la prévision ex-post est préférée à la prévision ex-ante car elle ne comporte pas d'erreurs de projections, les valeurs des variables prédéterminées étant connues durant la période de prévision. Les simulations non-simultanées et simultanées furent exécutées par Agriculture Canada.

(6) Comparer les deux ensembles de prévisions en calculant le MSE, la moyenne et l'écart-type des erreurs de prévision. Les calculs sont effectués séparément pour les périodes d'estimation et de prévision afin d'évaluer la détérioration dans la qualité des prévisions respectives.

(7) Comparer analytiquement les deux ensembles de prévisions en calculant la prévision composée de Bates-Granger (1969). Le modèle économétrique devrait avoir une contribution significative dans une combinaison optimale des prévisions car il utilise une base d'information plus élaborée qui contient celle du modèle ARIMA. En termes de l'efficacité conditionnelle de Granger-Newbold (1977), cela signifie que la variance de la prévision composée ne devrait pas être significativement inférieure à la variance de l'erreur de prévision du modèle économétrique. Dans le cas contraire, le modèle économétrique sera jugé moins efficace que son concurrent ARIMA.

Nous présentons dans ce compte rendu de nos travaux les résultats sur la comparaison des prévisions entre FARM et ARIMA pour vingt-quatre variables endogènes pour la période de prévision de 1981-1 à 1984-4 et pour seize variables endogènes pour la période d'estimation se terminant en 1980-4. Pour les variables endogènes, la période de prévision et les critères de comparaisons retenus, les modèles ARIMA ont une performance prévisionnelle supérieure aux simulations non-simultanées de FARM dans les secteurs de la volaille, du boeuf et du lait et généralement inférieure à FARM

dans le secteur du porc. Par contre, le modèle FARM domine systématiquement son concurrent durant la période d'estimation. Durant la période de prévision, les simulations simultanées de FARM sont plus précisées que les prévisions des ARIMA dans soixante-cinq pour-cent des cas étudiés. Nos résultats sur la prévision composée confirme que cette approche est supérieure à la prévision individuelle.

Modèles ARIMA pour vingt-quatre variables endogènes du modèle FARM

Parmi les vingt-quatre variables endogènes, dix appartiennent au secteur de la volaille, huit au porc, cinq au boeuf et une au lait. Pour la volaille, les variables sont les suivantes: Production of Chicken (QCK3), Per Capita Disappearance of Broiler Chicken (PCDCK3), Placement of Chicks for Broiler Production (PLCK3), Production of Shell Eggs (SLG3), Placement of Turkey Poults for Light Weights (PLLT3), Production of Heavy Turkeys (QHT3), Average Weighted Price for Heavy Turkeys to Producers, Toronto (XPHT3), Average Price of Broiler Chicken under 2.5 kg, Toronto (XPCK3), CPI for Chicken (RPCK3) et Placement of Turkey Poults for Light Weights (PLHT3).

Les variables dans le secteur du porc sont: Price of Index 100 Hogs, Edmonton (PHG1), Price of Index 100 Hogs, Toronto (PHG2), Sales of Hogs, Western Canada (SHG1), Sales of Hogs, Ontario (SHG21), Sales of Hogs, Québec (SHG22), Sales of Hogs, Atlantic (SHG27), Per Capita Disappearance of Pork (PCDPK3) et CPI for Pork (RPPK3).

Les variables endogènes dans le secteur du boeuf sont: Inspected Slaughter of Bulls and Cows, Western Canada (DIBW1) et Eastern Canada (DIBW2), Inspected Slaughter of Heifers, Western Canada (DIHF1) et Eastern Canada (DIHF2) et Per Capita Disappearance of High Quality Inspected Beef (PCDHBF3). La variable laitière est le Per Capita Disappearance of Ice Cream (PCIC3).

Pour ces variables endogènes, nous avons développé des modèles ARIMA parcimonieux pour obtenir une représentation de chacune des séries. Une description détaillée des procédures d'identification, d'estimation et de validation de chacun des modèles ainsi que les données et leurs représentations graphiques se trouvent en annexe. Les vingt-quatre modèles estimés sont résumés au Tableau 1. Dans la majorité des cas, le critère de la plus petite variance fut retenu pour choisir la différenciation optimale qui assure la stationnarité. On peut trouver une justification de ce critère dans Roy (1985). La transformation logarithmique n'est apparue nécessaire dans aucun cas. Une différenciation saisonnière, un opérateur de moyenne mobile saisonnier ou autorégressif saisonnier, ou deux à la fois, furent employés pour prendre en charge le phénomène saisonnier dans la plupart des séries. La saisonnalité n'est pas apparente dans six cas.

Deux des modèles estimés sont des modèles autorégressifs purs. Sur les vingt-quatre modèles, sept sont des modèles saisonniers multiplicatifs. La corrélation sérielle des résidus est habituellement faible. La version Ljung-Box (1978) du test X^2 de Box-Pierce est calculée pour chaque modèle pour les décalages 1 à 12 et 1 à 24. Dans tous les cas, le test s'est avéré non significatif, quoique dans trois cas les valeurs calculées

soient relativement élevées (mais pas suffisamment élevées pour remettre en cause les modèles estimés — voir, à ce sujet, Davis, Triggs et Newbold, 1977).

Dans cette étude, douze modèles parmi les vingt-quatre sont de type classique: QCK3, PLCK3, SLG3, PLLT3, QHT3, XPHT3, PLHT3, SHG21, SHG22, SHG27, DIBW1, DIHF2 et PCIC3. Il y a cinq modèles qui requièrent des interventions: XPCK3, RPCK3, SHG1, DIBW2 et DIHF1. Ces interventions sont des interventions ponctuelles rendues nécessaires pour prendre en charge des résidus qui ont des valeurs supérieures à trois fois la valeur de $\hat{s}_a$, l'écart-type des résidus du modèle estimé (voir à ce sujet les discussions de Bhattacharyya, 1982 et Hillmer, 1984). Les modèles RPCK3, PHG1 et DIBW2 comportent un nombre élevé de paramètres. L'étude des racines des polynômes autorégressif et moyenne mobile confirme que tous les modèles sont stationnaires et inversibles. Aucun schéma significatif dans les autocorrélations des résidus ne fut laissé inexpliqué dans le développement des modèles. La variété et la nature souvent complexe des modèles développés traduit la spécificité des séries agricoles (voir les commentaires de Brandt et Bessler, 1983, et de Tomek et Robinson, 1972, pp. 196-197, sur ce point).

TABLEAU 1

Modèles ARIMA pour vingt-quatre variables endogènes du modèle FARM

Variables endogènes* et taille d'échantillon**	Modèles ARIMA	$\hat{s}_a$	Q de L.-B.
QCK3 (56)	$(1-B)(1-B^4)Y_t = (1-.8677B^4)a_t$ (19.72)	2965.990	6.1 16.0
PCDCK3 (56)	$(1+.3349B-.4497B^3)(1-B)(1-B^4)Y_t = (1-.6193B^4-.3068B^6)a_t$ (2.68) (3.38) (5.69) (2.70)	0.124	4.2 14.0
PLCK3 (52)	$(1+.8404B^4+.5774B^8)(1-B)(1-B^4)Y_t = a_t$ (6.05) (3.49)	2.476	5.2 13.0
SLG3 (80)	$(1-B)(1-B^4)Y_t = (1+.2201B^2)(1-.7420B^4)a_t$ (1.92) (10.41)	143.598	11.0 21.0
PLLT3 (56)	$(1-.4731B)Y_t = 2.518 + a_t$ (3.93) (32.83)	0.307	4.7 22.0
QHT3 (80)	$(1-.3914B)(1+.3621B^4)(1-B^4)Y_t = a_t$ (3.44) (3.16)	2.053	8.1 25.0
XPHT3 (80)	$(1-.5600B+.4189B^2)(1-B)Y_t = 0.821 + a_t$ (5.46) (4.18) (1.91)	3.688	6.3 12.0
XPCK3 (80)	$(1+.2601B^5)[Y_t+2.43I_{1t}-(6.078+.5925B)I_{2t}]$ (2.65) (1.65) (4.11) (3.32) $= .701 + \frac{a_t}{1-B}$ (3.08)	2.603	5.4 15.0

* Abréviations de FARM.

** Nombre d'observations utilisées dans l'estimation des paramètres.

Variables endogènes* et taille d'échantillon**	Modèles ARIMA	$\hat{s}_a$	Q de L.-B.
RPCK3 (128)	$(1-.3943B+.1715B^5-.4745B^8)\,[Y_t+(2.332+1.345B)I_{1t}$ (5.69) (2.52) (7.14) (3.62) (2.08) $-(1.738+1.785B)I_{2t}] = \frac{a_t}{1-B}$ (2.63) (2.70)	1.811	5.4 18.0
PLHT3 (56)	$(1-.5351B)\,(1-B^4) = (1-.6522B^4)a_t$ (6.42) (4.63)	0.268	9.2 18.0
PHG1 (84)	$(1+.5101B^5)\,(1-B)Y_t = .9032 + (1+.2135B-.4132B^3-.3893B^6)a_t$ (4.46) (3.93) (2.46) (3.60) (3.43)	4.213	9.2 29.0
PHG2 (84)	$(1+.5374B^5)\,(1-B)Y_t = .8340 + (1+.2674B-.3082B^3)a_t$ (4.82) (1.75) (2.84) (2.84)	4.347	16.0 32.0
SHG1 (52)	$(1-.3505B^4+.4716B^6)\,(Y_t+90.12I_{1t}) = (1+.2773B^3)\frac{a_t}{1-B}$ (2.86) (3.77) (3.64) (1.85)	70.378	5.2 23.0
SHG21 (52)	$(1-.5718B^4)\,(1-B)Y_t = a_t$ (5.07)	40.229	9.5 18.0
SHG22 (52)	$(1-.3228B^4-.4204B^8)\,(1-B)Y_t = a_t$ (2.26) (2.55)	41.679	8.5 12.0
SHG27 (52)	$(1-.3897B^4)\,(1-B)Y_t = a_t$ (2.67)	5.141	9.7 23.0
PCDPK3 (52)	$(1-.2912B^4+.2936B^5)\,(1-B)Y_t = a_t$ (2.03) (1.98)	.726	6.9 21.0

* Abréviations de FARM.
** Nombre d'observations utilisées dans l'estimation des paramètres.

Variables endogènes* et taille d'échantillon**	Modèles ARIMA	$\hat{s}_a$	Q de L.-B.
RPPK3 (128)	$(1-.4359B+.1606B^2+.4457B^5)(1-B)(1-B^4)Y_t$ (5.00) (1.85) (5.50) $= (1-.8535B^4)a_t$ (15.22)	2.170	5.8 19.0
DIBW1 (88)	$(1-.6448B)(1-.8490B^4)Y_t = 72.55$ (7.30) (12.96) (7.11) $+ (1+.3186B^3)a_t$ (2.91)	13.542	11.0 23.0
DIBW2 (88)	$(1-.7864B)(1+.4516B^4)[Y_t+(14.36+9.5080B)I_{1t}$ (10.15) (3.97) (3.73) (2.50) $-(16.50+10.65B)I_{2t}] = \frac{a_t}{1-B^4}$ (4.84) (2.98)	8.460	8.0 22.0
DIHF1 (88)	$(1-.7555B)(Y_t+8.991I_{1t}-11.80I_{2t}) = (1+.3704B^3)\frac{a_t}{1-B^4}$ (9.40) (2.70) (2.75) (3.08)	11.700	7.0 25.0
DIHF2 (88)	$(1-.8116B)(1-.6814B^4)Y_t = 57.83 + a_t$ (10.76) (7.21) (7.18)	6.232	13.0 32.0
PCDHBF3 (56)	$(1-.5331B)(1-.4711B^4)Y_t = 11.53 + (1+.3545B^3)a_t$ (4.41) (3.93) (24.80) (2.71)	0.694	3.6 13.0
PCIC3 (64)	$(1-.2987B^2)(1+.5459B^4)(1-B^4)Y_t = a_t$ (2.29) (5.01)	.108	3.7 16.0

* Abréviations de FARM.
** Nombre d'observations utilisées dans l'estimation des paramètres.

Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période d'estimation se terminant de 1980-4

Les périodes d'estimation pour les modèles FARM et ARIMA, qui se terminent à la même date, soit 1980-4, ont des origines différentes. Pour la majorité des équations de FARM, elles débutent en 1970-1. Quant aux modèles ARIMA, les origines varient d'une série à l'autre, selon la disponibilité des données. Le nombre d'observations utilisées dans l'estimation de ces modèles est compris entre 52 et 128.

L'analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période d'estimation est faite sur le plus grand nombre de prévisions disponibles pour chaque série. Cependant, l'analyse de corrélation croisée entre les erreurs des deux modèles ne couvre que la période des prévisions économétriques. L'analyse des erreurs de prévision est faite au Tableau 2.

Des prévisions efficaces et non biaisées requièrent que l'erreur de prévision une période à l'avance se comporte comme un bruit blanc de moyenne nulle. Ici, l'indépendance sérielle des erreurs de prévision peut être explorée par la version de Ljung-Box du test portemanteau de Box-Pierce. L'indépendance sérielle peut être admise dans le cas des modèles ARIMA (Tableau 2a). Les erreurs de prévision sont autocorrélées dans la moitié des cas de FARM. Cette autocorrélation indique que les prévisions de FARM ne sont pas toutes efficaces.

L'examen de l'erreur quadratique moyenne de prévision (MSE) montre que FARM donne dans l'ensemble des prévisions plus précises pour la période d'estimation. Dans trois cas sur seize, RPCK3, RPPK3 et DIHF1, les prévisions des ARIMA présentent un MSE plus petit. L'importance de l'écart entre deux MSE peut être testé par l'approche de Ashley, Granger et Schmalensee (1980) élargie par Brandt et Bessler (1983).

Les corrélations entre les erreurs de FARM et ARIMA fournissent une indication sur la similitude des deux ensembles de prévision. Ici, cette corrélation varie beaucoup d'une série à l'autre et est parfois non significative.

TABLEAU 2

Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période d'estimation se terminant en 1980-4

VARIABLES ENDOGÈNES	ERREURS DE FARM			ERREURS DES ARIMA			CORRÉLATION ENTRE LES ERREURS DE FARM ET ARIMA
	MSE	Moyenne*	Écart-type	MSE	Moyenne	Écart-type	
QCK3	1.98×10^6	0.0	794.04	8.7×10^6	56.70	2948.30	.37
PCDCK3	.01	0.0	.09	.01	-.01	.11	.52
PLCK3	2.25	0.0	1.52	5.41	-.21	2.32	.53
SLG3	4128.22	0.0	66.36	19305.51	7.23	138.76	.05
RPCK3	4.60	0.0	2.18	3.05	.17	1.74	.29
PHG1	3.27	0.0	1.83	15.82	.01	3.98	.12
PHG2	5.38	0.0	2.35	15.27	.02	3.91	-.14
SHG1	2401.28	0.0	49.57	4361.41	1.42	66.03	.50
SHG21	850.96	0.0	29.52	5511.79	1.92	74.22	.70
SHG22	864.64	0.0	29.77	1573.38	6.72	39.09	.72
SHG27	12.51	0.0	3.58	24.31	.54	4.90	.70
PCDPK3	.08	0.0	.29	.47	.05	.68	.35
RPPK3	7.11	0.0	2.70	4.26	.23	2.05	.02
DIHF1	227.75	0.0	15.27	125.55	1.01	11.16	.35
DIHF2	35.36	0.0	6.02	36.54	.79	5.99	.58
PCIC3	.01	0.0	.09	.01	.02	.10	.47

* La nullité de la moyenne des erreurs est inhérente à la méthode des moindres carrés ordinaires utilisée dans FARM.

TABLEAU 2a

Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période d'estimation se terminant en 1980-4

VARIABLES ENDOGÈNES	COEFFICIENTS D'AUTOCORRÉLATION DES ERREURS DE PRÉVISION							
	FARM				ARIMA			
	r_1	r_2	r_3	r_4	r_1	r_2	r_3	r_4
QCK3	.22	-.03	-.07	-.17	.04	.13	-.08	-.03
PCDCK3	.08	-.03	.07	.01	.06	.00	-.05	-.11
PLCK3	-.20	.10	.04	-.33	.07	-.02	.10	-.05
SLG3	-.15	-.19	.39	-.05	.13	.00	-.07	-.02
RPCK3	.46	.10	-.11	-.35	-.02	.02	-.08	.00
PHG1	.40	.29	.26	.13	.01	.09	.05	.16
PHG2	.40	.29	.07	-.06	-.06	-.06	.12	.14
SHG1	.12	-.22	.01	.18	-.16	-.02	.01	.03
SHG21	-.17	-.01	.14	-.05	.12	-.04	.15	-.03
SHG22	-.37	-.09	.25	-.10	-.07	-.04	.21	-.11
SHG27	-.31	.22	-.30	-.02	-.01	-.09	.05	-.07
PCDPK3	-.04	-.41	.05	.00	.08	-.06	-.05	-.02
RPPK3	.70	.35	.08	-.15	-.01	-.03	.02	-.08
DIHF1	.02	-.26	.10	.43	.10	-.07	.01	-.05
DIHF2	-.06	-.41	.15	.32	-.02	-.08	.03	-.11
PCIC3	-.15	.04	-.33	.17	.06	-.03	-.14	-.03

Application de la prévision composée de Bates-Granger à l'évaluation d'un modèle économétrique

Bates et Granger (1969) ont introduit le principe de l'utilisation conjointe des prévisions individuelles. Granger et Newbold (1973) ont élargi ce principe par la définition de l'efficacité conditionnelle d'un modèle de prévision. Pour eux, un modèle a une efficacité conditionnelle supérieure par rapport à un autre si la variance de l'erreur de prévision composée n'est pas significativement inférieure à celle du modèle de départ. Dans ce cas, la prévision du modèle concurrent n'apporte pas d'information supplémentaire utile.

Il revient à Nelson (1972) d'avoir calculé pratiquement l'efficacité conditionnelle. Soit C_t la prévision composée définie par $C_t = b_1 P_{F,t} + b_2 P_{A,t}$ où $P_{F,t}$ et $P_{A,t}$ sont respectivement la prévision une période à l'avance des modèles FARM et ARIMA et b_1 et b_2 des coefficients fixes. Alors, la valeur observée $Y_t = b_1 P_{F,t} + b_2 P_{A,t} + e_t$, où e_t est l'erreur de la prévision composée. De plus, si $P_{F,t}$ et $P_{A,t}$ sont individuellement non-biaisées, la prévision composée le sera également si $b_1 + b_2 = 1$. Sous cette hypothèse, $(Y_t - P_{A,t}) = b_1 (P_{F,t} - P_{A,t}) + e_t$, et le coefficient b_1 peut être estimé par la méthode des moindres carrés. Son écart par rapport à l'unité peut être testé pour juger de l'efficacité conditionnelle du modèle FARM. La procédure de Nelson peut être élargi en faisant varier les poids b_1 et b_2 dans le temps (voir à ce sujet Granger et Newbold, 1977, p. 283). Granger et Ramanathan (1984) ont démontré que l'utilisation d'un

intercepte et de poids sans contrainte conduit à un MSE de la prévision composée plus petit, même si les prévisions individuelles sont biaisées.

Les Tableaux 3 et 4 montrent les résultats des régressions linéaires des valeurs observées pour la période d'estimation sur les prévisions une période à l'avance selon trois schémas différents: (1) avec un intercepte, (2) sans intercepte et (3) sous la contrainte $b_1 + b_2 = 1$. On peut constater que l'intercepte n'est jamais significativement différent de zéro et que les estimés de b_1 et b_2 sont pratiquement identiques dans les régressions avec et sans intercepte. De plus, le poids accordé à la prévision de FARM sous la contrainte $b_1 + b_2 = 1$ ne diffère pas de manière significative de celui donné à la même prévision sans cette contrainte. Ces deux résultats permettent de conclure que les deux ensembles de prévision sont non-biaisées aussi bien individuellement que sous la forme composée.

Les estimés de b_1 sont significatifs pour toutes les variables endogènes; ceux de b_2 ne le sont que pour six seulement. L'écart-type de l'erreur de prévision composée est plus petite que celle de FARM, sauf pour QCK3, PLCK3, PHG1 et DIHF1. Finalement, on peut remarquer que la contribution la plus significative de la prévision ARIMA à la prévision composée intervient dans les cas où les erreurs de prévisions de FARM sont autocorrélées (RPCK3, PHG2, RPPK3, DIHF1, DIHF2 et PCIC3).

TABLEAU 3

Combinaison linéaire optimale des prévisions de FARM et ARIMA durant la période d'estimation

VARIABLES ENDOGÈNES	b_0	b_1	b_2	$\hat{s}_e$
QCK3	-84.14 (2250.4)	.95 (.09)	.05 (.09)	1471.04
PCDCK3	.002 (.16)	.81 (.15)	.19 (.15)	0.089
PLCK3	.04 (2.20)	.97 (.13)	.03 (.13)	1.57
SLG3	-126.03 (363.57)	.83 (.12)	.19 (.12)	64.89
RPCK3	-.31 (1.93)	.61 (.12)	.40 (.12)	1.93
PHG1	-.45 (.96)	.92 (.05)	.09 (.06)	1.82
PHG2	-.70 (1.32)	.82 (.05)	.19 (.05)	2.08
SHG1	-.49 (34.02)	.78 (.13)	.22 (.12)	48.88
SHG21	1.25 (27.29)	.95 (.17)	.05 (.17)	30.21
SHG22	.01 (15.17)	.99 (.17)	.01 (.17)	30.54
SHG27	.03 (3.6)	1.02 (.16)	-.02 (.15)	3.67
PCDPK3	-.03 (.42)	.98 (.07)	.02 (.07)	.30
RPPK3	.56 (1.32)	.51 (.09)	.49 (.09)	2.00
DIHF1	1.83 (7.15)	.45 (.13)	.54 (.11)	12.47
DIHF2	-.80 (4.55)	.72 (.15)	.29 (.15)	5.88
PCIC3	.01 (.06)	.64 (.13)	.35 (.13)	.09

TABLEAU 4

Combinaison linéaire optimale des prévisions de FARM et ARIMA durant la période d'estimation

VARIABLES ENDOGÈNES	RÉGRESSION SANS INTERCEPTE (période d'estimation)						VALEURS DE b_1 SOUS LA CONTRAINTE $b_1 + b_2 = 1$	
	b_1		b_2		$\hat{s}_e$ (*)			
QCK3	.95	(.09)	.05	(.09)	1446.35	(794.1)	.95	(.09)
PCDCK3	.81	(.15)	.19	(.15)	.09	(.09)	.82	(.14)
PLCK3	.97	(.12)	.03	(.12)	1.54	(1.52)	.97	(.12)
SLG3	.81	(.11)	.18	(.11)	62.82	(66.36)	.82	(.10)
RPCK3	.60	(.12)	.40	(.12)	1.90	(2.18)	.62	(.12)
PHG1	.92	(.05)	.09	(.05)	1.80	(1.13)	.92	(.05)
PHG2	.82	(.05)	.19	(.05)	2.06	(2.35)	.82	(.05)
SHG1	.78	(.12)	.22	(.12)	48.30	(49.57)	.78	(.12)
SHG21	.95	(.16)	.05	(.16)	29.84	(29.52)	.95	(.16)
SHG22	.99	(.17)	.01	(.17)	30.15	(39.09)	.99	(.16)
SHG27	1.02	(.15)	-.02	(.15)	3.62	(4.90)	1.02	(.15)
PCDPK3	.98	(.07)	.02	(.07)	.29	(.68)	.98	(.07)
RPPK3	.52	(.08)	.49	(.08)	1.97	(2.05)	.53	(.08)
DIHF1	.46	(.11)	.54	(.11)	12.33	(11.16)	.46	(.11)
DIHF2	.71	(.14)	.29	(.14)	5.81	(5.99)	.73	(.14)
PCIC3	.65	(.12)	.35	(.13)	.09	(.10)	.65	(.12)

(*) Écart-type de l'erreur de prévision de FARM sur la période d'estimation.

Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période 1981-1 à 1984-4: simulations non-simultanées de FARM

L'analyse des erreurs de prévision une période à l'avance est faite au Tableau 5. Elle comprend les calculs de l'erreur quadratique moyenne, de la moyenne et de l'écart-type des erreurs de prévision des modèles FARM et ARIMA. Les résultats concernant le modèle FARM furent calculés par Agriculture Canada.

L'élaboration des prévisions à Agriculture Canada est une procédure complexe où les simulations du modèle économétrique sont ajoutées aux prévisions des spécialistes des produits agricoles. Ici, seules les simulations non-simultanées du modèle économétrique sont comparées avec celles des ARIMA.

Selon les critères ci-dessus, le modèle ARIMA domine son vis-à-vis (erreur quadratique inférieure) pour toutes les variables des secteurs du boeuf, de la volaille et du lait. Par contre, pour les variables du secteur du porc, le modèle FARM domine son concurrent, sauf pour les variables SHG1 et SHG27. La moyenne des erreurs est plus petite pour les ARIMA, sauf pour deux variables. Les modèles ARIMA pour les prix du porc (PHG1 et PHG2) sont particulièrement décevants. L'approche univariée semble être insuffisante pour capter le caractère volatile de ces séries.

TABLEAU 5

Analyse des erreurs de prévision d'une période à l'avance
Période de prévision: 1981-1 à 1984-4

Variables endogènes	Erreurs du modèle FARM			Erreurs du modèle ARIMA		
	MSE	Moyenne	Écart-type	MSE	Moyenne	Écart-type
QCK3	1.67×10^7	-3196.241	2553.800	1.32×10^7	-869.050	3541.946
PCDCK3	0.088	-0.159	0.258	0.014	-0.007	0.124
PLCK3	14.171	2.473	2.932	9.568	-0.406	3.167
SLG3	1.90×10^5	-390.190	200.993	2.43×10^4	36.911	156.539
PLLT3	0.129	0.283	0.231	0.106	0.184	0.282
QHT3*	3.167	0.027	1.859	1.604	0.268	1.293
XPHT3*	60.823	1.375	8.018	20.465	-0.462	4.700
XPCK3	54.249	-6.505	3.568	16.661	-0.453	4.190
RPCK3	10.910	2.363	2.383	10.635	-0.235	3.359
PLHT3*	0.112	-0.029	0.348	0.078	-0.065	0.284
PHG1	3.038	0.864	1.563	88.360	0.241	9.705
PHG2	18.737	-3.412	2.751	59.645	0.481	7.961
SHG1	3575.021	-44.892	40.788	1190.399	-15.281	31.948
SHG21	1771.282	-15.164	40.547	2553.804	-2.581	52.124
SHG22	2669.466	-23.422	47.563	3652.377	7.763	61.900
SHG27	21.736	-2.783	3.863	20.698	-1.275	4.510
PCDPK3	0.521	0.266	0.693	0.554	0.064	0.766
RPPK3	14.777	-2.645	2.881	19.776	-0.457	4.569
DIBW1	502.624	-6.186	22.256	148.829	-3.673	[illegible]
DIBW2	189.448	-4.392	13.472	84.297	[illegible]	9.308
DIHF1	707.996	20.337	17.672	106.348	0.448	10.641
DIHF2	70.549	-3.747	7.764	31.273	-0.048	5.775
PCDHBF3*	0.341	0.432	0.411	0.230	-0.013	0.500
PCIC3	0.020	-0.070	0.126	0.019	0.032	0.140

* La période de prévision pour ces variables est 1981-1 à 1983-4.

Les prévisions composées sont faites de deux façons. En premier, les prévisions de FARM et ARIMA sont pondérées par les estimés de b_1 et b_2, qui furent calculés sur la période d'estimation, et en second, par la régression des valeurs observées durant la période de prévision sur les prévisions individuelles de FARM et ARIMA. Le MSE, la moyenne et la variance de l'erreur de prévision composée obtenue de la première façon apparaissent au Tableau 6. Selon le critère de la variance des erreurs de prévision, les prévisions des ARIMA sont plus précises que les composées dans cinq cas sur seize.

Dans la seconde façon, le poids b_2, qui est rattaché à la prévision ARIMA, est significatif pour quinze variables sur vingt-quatre. Pour huit variables, l'estimé de b_1 est non-significatif et la prévision composée est dominée par la prévision ARIMA.

Ces résultats montrent que les modèles ARIMA sont dans l'ensemble plus robuste que FARM par rapport aux prévisions à l'extérieur de la période d'estimation.

TABLEAU 6

Analyse des erreurs de prévisions composées sur la période post-estimation basées sur les estimés des poids calculés sur la période d'estimation

VARIABLES ENDOGÈNES	ERREUR DE PRÉVISION COMPOSÉE			VARIANCE DES ERREURS PRÉVISION ARIMA
	MSE	Moyenne	Variance	
QCK3	1.29×10^7	3086.745	6.41×10^6	1.25×10^7
PCDCK3	.065	.133	.050	.015
PLCK3	13.04	-2.361	7.964	10.03
SLG3	1.19×10^5	298.282	3.30×10^4	2.45×10^4
RPCK3	7.197	-1.937	3.675	11.283
PHG1	5.246	-1.093	4.322	94.187
PHG2	13 451	2.340	8.509	63.378
SHG1	3612.12	43.742	1812.035	1020.675
SHG21	1779.157	14.902	1660.889	2716.91
SHG22	2660.196	23.145	2266.141	3831.61
SHG27	22.118	2.838	15.000	20.34
PCDPK3	.517	-.268	.475	.587
RPPK3	8.126	1.312	6.833	20.876
DIHF1	229.656	-9.603	146.604	113.23
DIHF2	44.087	2.114	42.263	33.35
PCIC3	.014	.03	.014	.02

TABLEAU 7

Combinaison linéaire optimale des prévisions de FARM et ARIMA pour la période 1981-1 à 1984-4

VARIABLES ENDOGÈNES	RÉGRESSION SANS INTERCEPTE (période d'estimation)						VALEURS DE b_2 SOUS LA CONTRAINTE $b_1 + b_2 = 1$	
	b_1		b_2		$\hat{s}_e$ (*)			
QCK3	.89	(.23)	.14	(.22)	2551.41	(2553.2)	.64	(.23)
PCDCK3	-.08	(.16)	1.08	(.15)	.13	(.26)	1.07	(.12)
PLCK3	.53	(.12)	.45	(.12)	2.11	(2.93)	.58	(.11)
SLG3	.23	(.22)	.76	(.21)	154.5	(200.99)	.89	(.08)
PLLT3**	.77	(.35)	.13	(.37)	.24	(.23)	.74	(.44)
QHT3**	.18	(.19)	.78	(.19)	1.11	(1.86)	.76	(.21)
XPHT3**	.28	(.12)	.72	(.12)	3.97	(8.02)	.72	(.11)
XPCK3	.58	(.11)	.45	(.10)	2.52	(3.57)	.76	(.11)
RPCK3	.72	(.12)	.30	(.11)	2.45	(2.38)	.45	(.13)
PLHT3**	.31	(.33)	.67	(.35)	.29	(.35)	.75	(.31)
PHG1	1.08	(.04)	-.09	(.04)	1.41	(1.56)	-.08	(.05)
PHG2	1.00	(.09)	.04	(.09)	2.67	(2.75)	.22	(.12)
SHG1	.02	(.29)	1.00	(.28)	35.75	(40.79)	1.33	(.22)
SHG21	1.25	(.41)	-.23	(.40)	41.78	(40.55)	.03	(.37)
SHG22	1.34	(.42)	-.32	(.41)	48.6	(47.56)	.24	(.30)
SHG27	.83	(.34)	.19	(.34)	3.92	(3.86)	.55	(.33)
PCDPK3	.64	(.29)	.34	(.30)	.68	(.69)	.46	(.28)
RPCK3	.66	(.11)	.33	(.12)	1.90	(2.88)	.51	(.12)
DIBW1	.21	(.11)	.83	(.11)	10.98	(22.26)	.80	(.12)
DIBW2	.18	(.21)	.83	(.20)	9.48	(13.47)	.86	(.19)
DIHF1	.10	(.18)	.88	(.20)	10.85	(17.67)	1.00	(.11)
DIHF2	.24	(.20)	.77	(.19)	5.68	(7.64)	.80	(.17)
PCDHBF3**	.72	(.30)	.25	(.31)	.41	(.41)	.66	(.22)
PCIC3	.66	(.27)	.36	(.26)	.12	(.13)	.51	(.20)

* L'écart-type de l'erreur de prévision de FARM durant la période de prévision.

** La période de prévision pour ces variables est 1981-1 à 1983-4.

Analyse des erreurs de prévision une période à l'avance pour la période 1981-4 à 1984-4: simulations simultanées de FARM

Les simulations simultanées de FARM sont plus précises que les simulations non-simultanées, sauf pour les variables PHG1, PCDPK3 et DIHF2. De plus, mesurés en termes de réduction du MSE, les gains dans la précision des prévisions sont substantiels pour les variables XPHT3, XPCK3, DIBW1, DIBW2 et DIHF1.

L'analyse des erreurs de prévision une période à l'avance est faite au Tableau 8. Elle porte sur vingt variables endogènes. Les prévisions des ARIMA sont plus efficaces que celle de FARM dans six cas seulement. Cependant, exceptions faites des variables porcines, pour lesquelles les prévisions des ARIMA sont en général erratiques, l'écart entre les valeurs des MSE n'est pas élevé entre les deux approches. La moyenne des erreurs de prévision est souvent plus élevée dans le modèle FARM; elle est significativement différente de zéro pour la variable SHG1.

L'analyse des résultats sur la prévision composée est faite au Tableau 9 et au Tableau 10. Les résultats des régressions linéaires, avec intercepte, des vraies valeurs sur les valeurs prédites selon les modèles FARM et ARIMA durant la période 1981-1 à 1984-4 apparaissent au Tableau 9. Il est à remarquer que la valeur estimée de l'intercepte est significativement différente de zéro pour six variables. Ainsi, les prévisons individuelles ne sont pas toutes sans biais.

TABLEAU 8

Analyse des erreurs de prévision d'une période à l'avance
Période de prévision: 1981-1 à 1984-4

VARIABLES ENDOGÈNES*	ERREURS DU MODÈLE FARM			ERREURS DU MODÈLE ARIMA		
	MSE	Moyenne	Ecart-type	MSE	Moyenne	Ecart-type
PLLT3 (11)	.068	.105	.250	.106	.170	.291
QHT3 (11)	4.612	.494	2.192	1.737	.257	1.356
XPHT3 (11)	6.615	-.488	2.648	22.210	-.606	4.902
XPCK3 (15)	5.884	.053	2.510	13.875	.046	3.813
RPCK3 (15)	8.645	.326	3.025	10.190	-.528	3.259
PLHT3 (11)	.087	.061	.302	.079	-.094	.279
PHG1 (16)	11.512	1.774	2.987	88.360	.241	9.705
PHG2 (16)	8.259	1.019	2.775	59.645	.481	7.961
SHG1 (6)	4999.715	-68.875	17.526	1694.081	34.445	24.681
SHG21 (6)	967.434	-6.115	32.079	3491.846	1.269	64.717
SHG22 (6)	1423.553	-20.600	34.627	3757.014	-24.032	61.769
SHG27 (6)	16.326	-3.142	2.783	27.436	-1.839	5.373
PCDPK3 (16)	.545	.384	.652	.554	.064	.766
RPPK3 (15)	5.840	.611	2.420	17.747	-.959	4.246
DIBW1 (16)	165.754	.042	13.297	148.829	-3.673	12.015
DIBW2 (16)	74.021	-3.659	8.042	84.297	-1.755	9.308
DIHF1 (16)	143.791	5.311	11.104	106.348	.448	10.641
DIHF2 (16)	78.774	5.179	7.444	31.273	-.048	5.775
PCDHBF3(4)	.268	.092	.588	.478	.328	.703
PCIC3 (12)	.015	.011	.129	.024	.027	.159

* Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre de prévisions incluses dans la comparaison.

TABLEAU 9

Combinaison linéaire optimale des prévisions de FARM et ARIMA pour la période 1981-1 à 1984-4

VARIABLES ENDOGÈNES*	b_0	b_1	b_2	$\hat{s}_e$
PLLT3 (11)	.67 (1.60)	.77 (.41)	.46 (.59)	.27
QHT3 (11)	1.83 (.54)	.09 (.13)	.78 (.13)	.80
XPHT3 (11)	1.08 (33.38)	.92 (.31)	.02 (.21)	2.93
XPCK3 (15)	1.16 (13.61)	.93 (.25)	.06 (.25)	2.70
RPCK3 (15)	16.37 (12.24)	.46 (.28)	.38 (.27)	2.81
PLHT3 (11)	.30 (.13)	.47 (.21)	.41 (.22)	.20
PHG1 (16)	7.98 (5.42)	1.04 (.10)	-.17 (.09)	2.67
PHG2 (16)	9.22 (5.44)	1.01 (.10)	-.15 (.10)	2.57
SHG1 (6)	176.85 (122.18)	1.03 (.49)	-.13 (.52)	19.92
SHG21 (6)	518.06 (215.16)	1.22 (.27)	-.67 (.24)	19.74
SHG22 (6)	242.33 (475.59)	.98 (.67)	-.17 (.45)	41.59
SHG27 (6)	-65.29 (30.19)	1.90 (.39)	-.43 (.26)	2.10
PCDPK3 (16)	4.53 (2.99)	.66 (.25)	.02 (.30)	.61
RPPK3 (15)	6.25 (6.35)	.72 (.13)	.22 (.12)	-2.20
DIBW1 (16)	-15.68 (21.63)	.18 (.40)	1.02 (.50)	-12.37
DIBW2 (16)	34.94 (15.31)	.59 (.41)	.06 (.38)	7.48
DIHF1 (16)	47.35 (31.20)	.22 (.21)	.47 (.15)	8.03
DIHF2 (16)	39.07 (22.43)	.36 (.19)	.16 (.36)	5.20
PCDHBF3(4)	-15.41 (13.18)	1.12 (1.81)	1.22 (2.53)	.60
PCIC3 (12)	-.08 (.21)	.94 (.50)	.08 (.53)	.14

* Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre de prévisions incluses dans les régressions.

Au Tableau 10, l'analyse des résultats sur la prévision composée est faite à partir de régressions sans intercepte avec ou sans la contrainte $b_1 + b_2 = 1$. Contrairement aux simulations non-simultanées, la valeur estimée de b_1, qui mesure la contribution de la prévision de FARM à la prévision composée, varie de manière substantielle des régressions avec ou sans intercepte. Ceci ajoute à la conclusion précédente sur le caractère biaisé des prévisions individuelles. D'ailleurs, l'incorporation de la contrainte $b_1 + b_2 = 1$ dans le calcul des régressions conduit à des résultats incohérents dans au moins six cas.

TABLEAU 10

Combinaison linéaire optimale des prévisions de FARM et ARIMA pour la période 1981-1 à 1984-4

VARIABLES ENDOGÈNES*	RÉGRESSION SANS INTERCEPTE (période d'estimation)			VALEURS DE b_1 SOUS LA CONTRAINTE $b_1 + b_2 = 1$
	b_1	b_2	$\hat{s}_e$	
PLLT3 (11)	.69 (.34)	.26 (.33)	.25	.85 (.35)
QHT3 (11)	.14 (.19)	.82 (.19)	1.18	.11 (.21)
XPHT3 (11)	.92 (.19)	.08 (.19)	2.77	.92 (.19)
XPCK3 (15)	.94 (.23)	.06 (.23)	2.60	.94 (.21)
RPCK3 (15)	.60 (.27)	.40 (.27)	2.90	.60 (.25)
PLHT3 (11)	.56 (.25)	.41 (.26)	.25	.47 (.22)
PHG1 (16)	1.11 (.09)	-.14 (.09)	2.78	1.08 (.11)
PHG2 (16)	1.08 (.10)	-.09 (.10)	2.74	1.07 (.11)
SHG1 (6)	.76 (.51)	.29 (.49)	22.48	-.61 (.39)
SHG21 (6)	1.56 (.34)	-.55 (.34)	29.28	1.49 (.32)
SHG22 (6)	1.24 (.39)	-.22 (.39)	37.54	1.26 (.41)
SHG27 (6)	1.23 (.34)	-.20 (.33)	2.91	.88 (.47)
PCDPK3 (16)	.70 (.26)	.28 (.26)	.64	.51 (.24)
RPPK3 (15)	.76 (.12)	.24 (.12)	2.20	.74 (.11)
DIBW1 (16)	.22 (.39)	.81 (.41)	12.16	.39 (.35)
DIBW2 (16)	.92 (.44)	.12 (.43)	8.53	.68 (.41)
DIHF1 (16)	.47 (.15)	.52 (.15)	8.39	.41 (.15)
DIHF2 (16)	.30 (.20)	.68 (.22)	5.56	.18 (.16)
PCDHBF3(4)	2.13 (1.73)	-1.11 (1.69)	.66	1.66 (.92)
PCIC3 (12)	1.02 (.44)	-.02 (.44)	.14	1.03 (.42)

* Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre de prévisions incluses dans les régressions.

Bibliographie

Agriculture Canada, FARM: Livestock, février 1983.

Agriculture Canada, FARM: Dairy, mars 1983.

Agriculture Canada, FARM: Poultry, version préliminaire, 1983.

Agriculture Canada, FARM, mars 1980.

Ashley, R., Granger, C.W.J. et Schmalensee, R. (1980), "Advertising and aggregate consumption: an analysis of causality", Econometrica, 48, pp. 1149-67.

Bates, J.M. et C.W.J. Granger (1969), "The combination of forecasts", Oper. Res. Q., 20, pp. 451-68.

Bhattacharyya, M.N. (1980), Comparison of Box-Jenkins and Bonn Monetary Model Prediction Performance, Springer-Verlag.

Bhattacharyya, M.N. (1982), "Lydia Pinkham Data Remodelled", J.T.S.A., 3, pp. 81-102.

Brandt, J.A. et D.A. Bessler (1983), "Price Forecasting and Evaluation: An Application in Agriculture", Journal of Forecasting, 2, pp. 237-48.

Box, G.E.P. et G.M. Jenkins (1970), Time Series Analysis, Forecasting and Control, Holden-Day.

Davies, N., Triggs, C.M. et P. Newbold (1977), "Significance levels of the Box-Pierce portemanteau statistic in finite samples", Biometrika, 64, pp. 517-22.

Granger, C.W.J. et R. Ramanathan (1984), "Improved Methods of Combining Forecasts", Journal of Forecasting, 3, pp. 197-204.

Granger, C.W.J. et P. Newbold (1977), Forecasting Economic Time Series, Academic Press.

Granger, C.W.J. et P. Newbold (1973), "Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts", Applied Economics, 5, pp. 35-47.

Hillmer, S. (1984), "Monitoring and Adjusting Forecasts in the Presence of Additive Outliers", Journal of Forecasting, 3, pp. 205-16.

Klein, L.R. (1971), An Essay on the Theory of Economic Prediction, Markham.

Ljung, G.M. et G.E.P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, Biometrika, 65, pp. 297-303.

Mahmoud, E. (1984), "Accuracy in Forecasting", Journal of Forecasting, 3, pp. 139-160.

Nelson, C.R. (1972), "The Prediction Performance of the FRB-MIT-PENN Model of the U.S. Economy", American Economic Review, 62, pp. 902-17.

Newbold, P. et C.W.J. Granger (1974), "Experience with forecasting univariate time series and combination of forecasts", J. Roy. Stat. Soc., A, 137, pp. 131-46.

Roy, G. (1985), "L'efficacité prévisionnelle du modèle FARM", Cahiers de recherche du département d'économique, Université de Sherbrooke, mai 1985, 30 pages.

Theil, H. (1961), Economic Forecasts and Policy, North Holland.

ANNEXE

Pour chaque variable endogène du modèle FARM analysée, cet annexe contient une description détaillée des procédures suivies pour l'identification, l'estimation et la validation des modèles ARIMA. Ces procédures s'inspirent de l'approche de Box et Jenkins (1976) à l'analyse des séries chronologiques. Les modèles ARIMA furent estimés à l'aide de la version 1983 du logiciel B.M.D.P. Pour chaque série, on trouve d'abord les données de l'échantillon et leur représentation graphique, les autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon aux décalages un à douze pour la série des valeurs originales et les séries des valeurs différenciées selon une différenciation régulière et/ou saisonnière; ces éléments sont utilisés pour l'identification d'un modèle ARIMA; l'estimation et la validation du modèle identifié sont suivies du modèle économétrique correspondant; finalement, dans un dernier tableau, sont réunies, pour fins de comparaison, les prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées et les simulations simultanées de FARM.

Série 1: Production of chicken (QCK3), Canada (mil. kg)

72 observations : 1967-1 à 1984-4

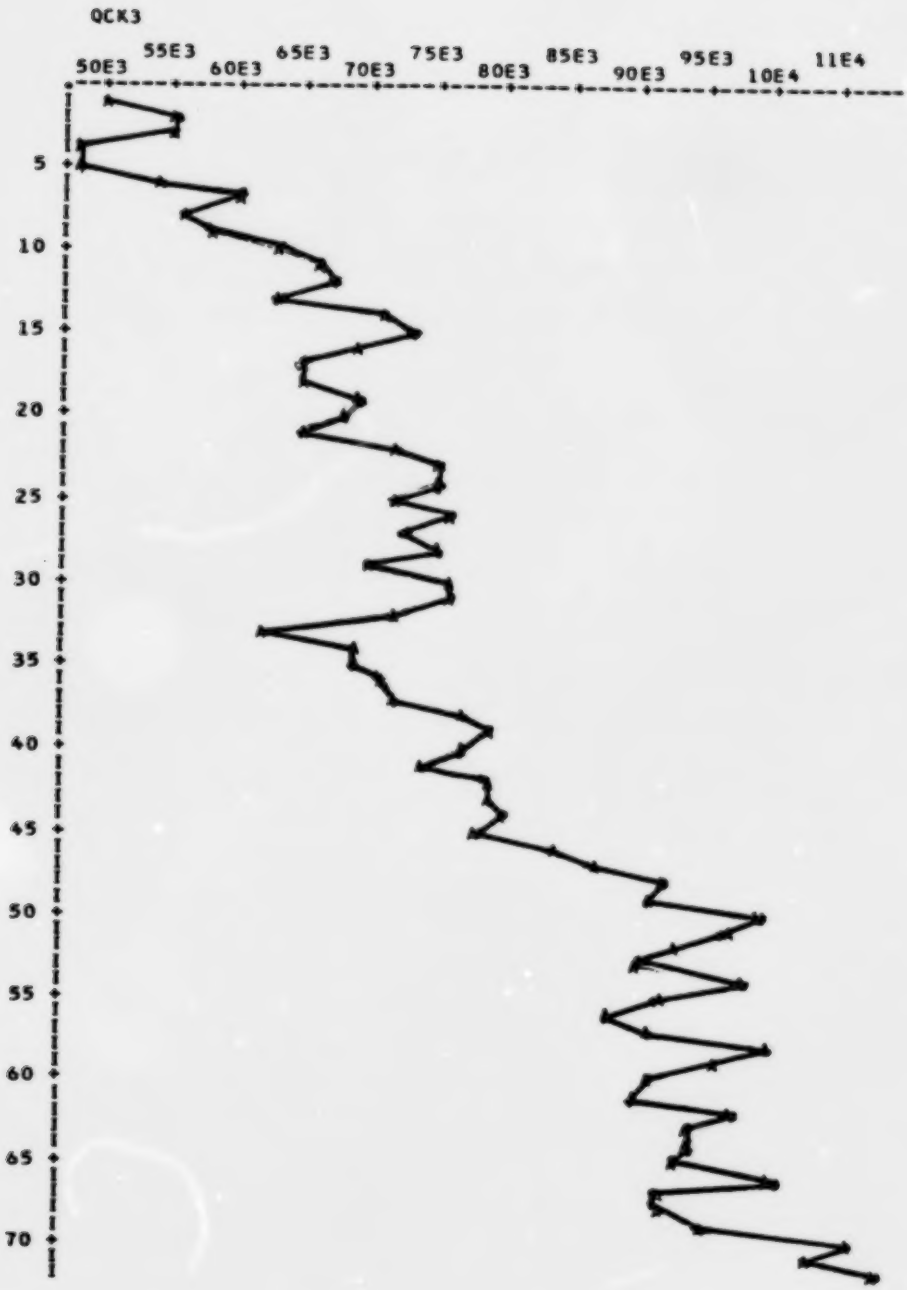
Date de la dernière révision : 1er avril 1985

Période d'estimation (ARIMA) : 1967-1 à 1980-4; 56 observations

Période d'estimation (FARM) : 1973-1 à 1980-4; 32 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1967	49853.102	54848.500	54626.000	47796.500
1968	48113.898	53688.699	59968.102	55995.199
1969	57549.602	62952.699	65830.562	67423.562
1970	63427.301	70750.375	73432.187	68878.375
1971	64607.898	65194.500	68526.875	67796.875
1972	64724.500	71779.687	75170.687	75423.687
1973	72281.187	75903.687	73262.187	75313.687
1974	69990.875	75705.875	75681.187	72043.187
1975	62203.602	69206.062	69357.500	70981.187
1976	72074.250	76854.500	79134.250	77335.750
1977	74488.750	79278.500	79304.375	79966.375
1978	78096.750	83509.687	87202.562	91725.875
1979	91455.875	98606.500	97221.187	93282.000
1980	90429.000	98216.562	91514.375	87763.500
1981	91255.562	99644.500	95761.062	90899.375
1982	89896.062	96980.000	94444.562	94044.250
1983	92607.875	99667.187	92208.687	91523.875
1984	95225.000	106446.000	102630.000	108277.000


QCK3
50E3
55E3
60E3
65E3
70E3
75E3
80E3
85E3
90E3
95E3
10E4
11E4
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(QCK3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.90 .82 .75 .68	.90 .04 .03 .01
	5 - 8	.56 .45 .39 .35	-.36 .00 .15 .08
	9 -12	.26 .20 .18 .19	-.18 .06 .09 .13
		Moyenne = 72816.38	Variance = 157,364,607.10
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.12 -.26 -.14 .49	-.12 -.27 -.23 .41
	5 - 8	-.17 -.28 -.17 .43	-.17 -.19 -.20 .13
	9 -12	-.13 -.24 -.12 .46	-.09 -.12 -.10 .14
		Moyenne = 689.28	Variance = 17,725,868.21
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.74 .42 .10 -.22	.74 -.28 -.23 -.29
	5 - 8	-.32 -.33 -.26 -.15	.21 -.10 -.02 -.08
	9 -12	-.08 -.01 .07 .11	-.02 .01 .11 -.04
		Moyenne = 3092.29	Variance = 32,558,450.00
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.13 .11 .01 -.46	.13 .16 -.02 -.48
	5 - 8	-.09 -.13 -.10 .04	.02 .00 -.06 -.19
	9 -12	-.03 -.06 .06 .03	-.04 -.13 .03 -.02
		Moyenne = -74.10	Variance = 15,132,263.75

Identification du modèle

La série originale présente une forte tendance positive doublée d'un mouvement saisonnier qui évolue dans le temps. La plus petite variance est obtenue après l'application d'une différenciation régulière et d'une différenciation saisonnière.

La fonction d'autocorrélation de la série des valeurs différenciées indique clairement une moyenne mobile saisonnière d'ordre un:

$$(1-B)\ (1-B^4)Y_t = (1-b_4B^4)a_t$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1-B)\,(1-B^4)Y_t = \underset{(19.72)}{(1-.8677B^4)}a_t$$

où le chiffre entre parenthèses représente la valeur calculée du t de Student

$\hat{s}_a = 2965.99$, où $\hat{s}_a$ est l'estimé de l'écart-type du terme d'erreur.

LBQ (12 - 1) = 6.1,

LBQ (24 - 1) = 16.0, où LBQ est la valeur calculée de la statistique modifiée de Ljung-Box du test portemanteau de Box-Pierce sous l'hypothèse nulle que la série des résidus constitue un bruit blanc.

Ces résultats ne nous permettent donc pas de rejeter l'hypothèse nulle que la série des résidus constituent un bruit blanc.

Modèle économétrique correspondant

QCK3 = BQCK3 - 2082.46 + 856.476 PLCK3 (-1)
(-.07239) (2.28356)

+ 1807.39 JS2 - 2169.56 JSE
(1.6824) (-1.97285)

+ 1040.71 JS4 + 414.115 PLCK3
(1.05626) (3.16961)

+ 7299.66 D794 - 96.25470 D794
(.25470) (-.24926)

* PLCK3 (-1)

R^2 = .97794 D.W. = 1.34

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(QCK3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	91255.60	89944.30		85593.90
1981-2	99644.50	97922.60		97062.00
1981-3	95761.10	95285.60		99454.10
1981-4	90899.40	91419.90		94155.10
1982-1	89896.10	87298.60		89520.20
1982-2	96980.00	93802.30		96000.60
1982-3	94444.60	92383.00		96388.10
1982-4	94044.30	93039.30		92347.60
1983-1	92607.90	89778.60		92794.30
1983-2	99667.20	93495.00		99099.20
1983-3	92208.70	90579.30		98293.20
1983-4	91523.90	88196.80		90397.10
1984-1	95225.00	90140.50		90534.50
1984-2	106446.00	97534.50		102234.88
1984-3	102630.00	98437.70		102607.25
1984-4	108277.00	10112.00		101125.69

Série 2: Per capita disappearance of chicken (PCDCK3), Canada (kg)

72 observations : 1967-1 à 1984-4

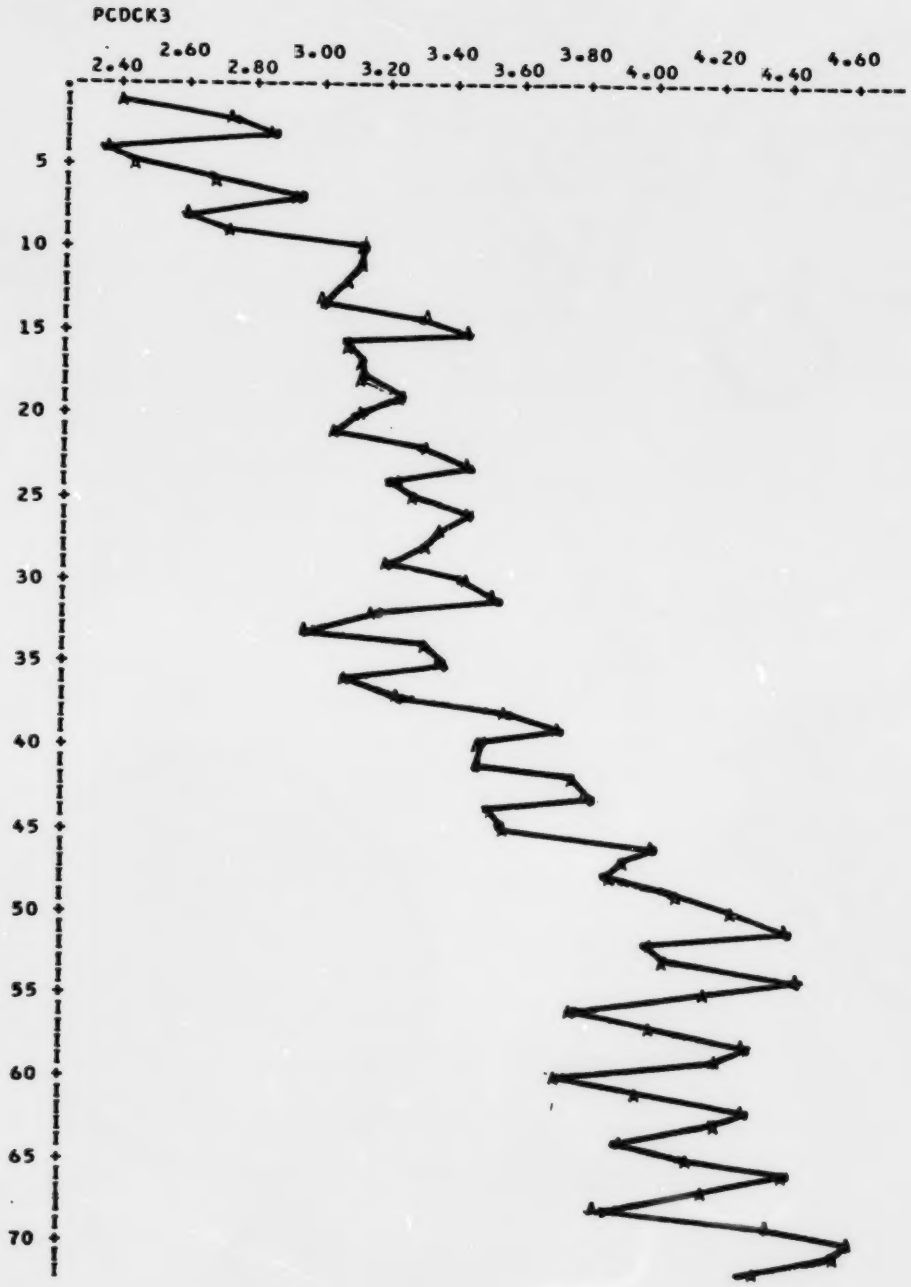
Date de la dernière révision : 4 janvier 1985

Période d'estimation (ARIMA) : 1967-1 à 1980-4; 56 observations

Période d'estimation (FARM) : 1973-1 à 1980-4; 32 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1967	2.4104	2.7084	2.8374	2.3593
1968	2.4331	2.6607	2.9013	2.6190
1969	2.7249	3.1053	3.1370	3.0730
1970	2.9801	3.3377	3.4249	3.0612
1971	3.1250	3.1038	3.2532	3.1095
1972	3.0391	3.3355	3.4528	3.2511
1973	3.2729	3.4596	3.3506	3.3105
1974	3.1848	3.4214	3.5169	3.1588
1975	2.9535	3.3233	3.3778	3.0941
1976	3.2503	3.5648	3.7070	3.4669
1977	3.4892	3.7502	3.8061	3.5223
1978	3.5725	3.9818	3.9368	3.8871
1979	4.0892	4.2392	4.4013	4.0096
1980	4.0428	4.4345	4.1502	3.7760
1981	3.9962	4.2704	4.1914	3.7262
1982	3.9706	4.2978	4.2186	3.9130
1983	4.1245	4.3907	4.1741	3.8420
1984	4.3734	4.5803	4.5455	4.3059


PCDCK3
2.40
2.60
2.80
3.00
3.20
3.40
3.60
3.80
4.00
4.20
4.40
4.60
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PCDCK3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.85 .73 .74 .70	.85 .00 .43 -.11
	5 - 8	.56 .41 .41 .39	-.29 -.29 .30 .03
	9 -12	.27 .18 .21 .23	-.01 -.12 .16 .02
		Moyenne = 3.36	Variance = .24
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.08 -.66 .10 .56	-.08 -.67 -.08 .22
	5 - 8	.00 -.62 .00 .56	.26 -.30 -.16 .00
	9 -12	-.03 -.59 .08 .55	.06 -.20 .07 .06
		Moyenne = .02	Variance = .05
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.53 .39 .26 -.21	.53 .14 .01 -.56
	5 - 8	-.19 -.25 -.30 -.11	.09 .01 .06 -.06
	9 -12	-.01 -.03 .10 .10	.14 -.21 .08 -.01
		Moyenne = .12	Variance = .04
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.38 .07 .36 -.53	-.38 -.08 .42 -.35
	5 - 8	.17 -.06 -.22 .07	-.25 -.15 .06 -.24
	9 -12	.08 -.15 .11 .11	.13 -.11 -.05 -.03
		Moyenne = -.01	Variance = .03

Identification du modèle

La série est non-stationnaire et comporte un mouvement saisonnier. De fait, la composante tendance de la série n'est pas régulière et change de pente à trois reprises. Une différenciation régulière et une différenciation saisonnière sont requises pour atteindre la plus petite variance. L'étude des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielles d'échantillon de la série des valeurs différenciées suggère au moins deux composantes. En effet, le coefficient d'autocorrélation de décalage quatre est très significatif, ce qui est compatible avec une moyenne mobile saisonnière d'ordre un. Ce schéma est confirmé par les valeurs prises par les autocorrélations partielles aux décalages quatre et huit. D'autre part, les valeurs des autocorrélations partielles aux décalages un et trois indiquent une partie autorégressive d'ordre trois. Le modèle $(3,1,0)x(0,1,1)_4$ est retenu, c'est-à-dire le modèle suivant:

$$(1-a_1B-a_3B^3)\ (1-B)\ (1-B^4)Y_t = (1-b_4B^4)a_t$$

Estimation et validation du modèle

L'examen des autocorrélations des résidus du modèle estimé nous a amené à modifier la partie MA du modèle. Le modèle finalement utilisé pour la prévision est le suivant:

$$\underset{(2.68)\ (3.38)}{(1+.3349B-.4497B^3)}\ (1-B)\ (1-B^4)Y_t = \underset{(5.69)\ (2.70)}{(1-.6193B^4-.3068B^6)}a_t$$

$s_a = 0.124$

LBQ (12 - 4) = 4.2

LBQ (24 - 4) = 14.0

Ce modèle est stationnaire et inversible, comme le confirme l'analyse des racines des polynômes AR et MA présentée ci-après.

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (3, 6)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	$-0.50206 \pm i\,0.648007$	0.819742	2.817
u_3	0.66922	0.66922	-
v_1, v_2	$-0.19906 \pm i\,0.7235$	0.750384	-
v_3, v_4	± 0.983694	0.983694	-
v_5, v_6	$0.19906 \pm i\,0.7235$	0.750384	-

Les racines de la partie AR (u_i) et celles de la partie MA (v_i) sont toutes distinctes avec des valeurs absolues inférieures à un. Le couple de conjuguées complexes de la partie AR traduit un mouvement pseudo périodique dans la série avec une période évaluée par la formule:*

$$p = \frac{2}{\cos^{-1}\left(\dfrac{u_1 + u_2}{2\sqrt{u_1\,u_2}}\right)} = \frac{2}{\cos^{-1}\left(\dfrac{-.50206}{\sqrt{(.50206)^2+(.648007)^2}}\right)} = 2.817 \text{ trimestres}$$

* cf. Pandit et Wu, chapitre 9.

Modèle économétrique correspondant

$$PCDCK3 = BPCDCK3 + \underset{(4.76347)}{3.23298} + \underset{(1.23376)}{.01071}\ RPCK3 \times D794$$

$$+ \underset{(1.83351)}{.23824}\ JS2 + \underset{(.15564)}{.00986}\ JS3 - \underset{(-.69756)}{.03808}\ JS4$$

$$- \underset{(-75185)}{.54929}\ D794 - \underset{(-1.01524)}{.13460}\ JS2 \times D794 + \underset{(6.42384)}{.01009}\ RPHB3$$

$$+ \underset{(6.76937)}{.00112}\ PCDY3 - \underset{(-3.70787)}{.03003}\ RPCK3$$

$R^2 = .94794$ D.W. = 1.82

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PCDCK3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	4.00	3.71	3.43	4.00
1981-2	4.27	4.27	-	4.12
1981-3	4.19	4.22	3.89	4.18
1981-4	3.73	3.72	3.53	3.91
1982-1	3.97	3.62	3.63	4.01
1982-2	4.30	4.34	3.80	4.34
1982-3	4.22	4.38	3.70	4.17
1982-4	3.91	3.89	3.40	3.81
1983-1	4.13	3.90	3.70	4.13
1983-2	4.39	4.38	3.70	4.52
1983-3	4.17	4.35	3.80	4.36
1983-4	3.84	3.65	3.70	3.86
1984-1	4.37	3.52	3.60	4.06
1984-2	4.58	4.26	3.90	4.57
1984-3	4.55	4.27	3.80	4.49
1984-4	4.31	3.93	4.00	4.28

Série 3: Placements for chicken production (PLCK3), Canada (mil. birds)

68 observations : 1968-1 à 1984-4

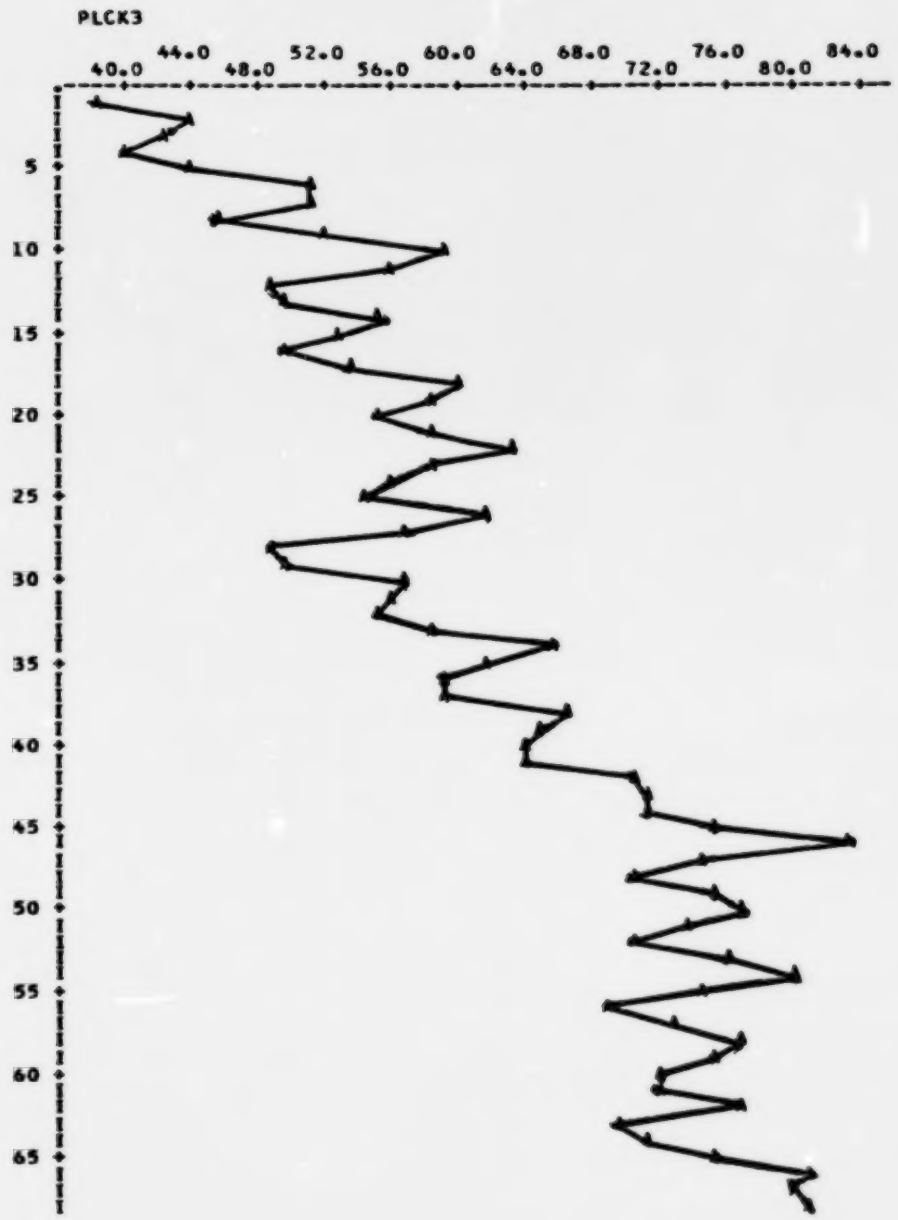
Date de la dernière révision : 1er avril 1985

Période d'estimation (ARIMA) : 1968-1 à 1980-4; 52 observations

Période d'estimation (FARM) : 1973-1 à 1980-4; 32 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1968	38.0160	44.0340	42.3645	39.8071
1969	44.2130	51.5110	50.8761	45.7044
1970	52.0683	59.5788	55.7919	48.7704
1971	49.9374	55.1436	52.8339	49.9119
1972	53.3975	59.6458	58.4318	54.9885
1973	58.0752	63.2837	58.3088	55.9122
1974	54.6372	61.5496	57.1745	49.1389
1975	49.6975	56.8646	55.7972	55.4394
1976	58.4806	65.8405	61.9498	59.1395
1977	59.2615	66.7566	64.4069	63.6181
1978	63.8460	70.0100	71.1460	71.5230
1979	74.8500	83.4270	74.7610	70.5830
1980	75.2460	76.8530	73.6880	70.7590
1981	75.8810	80.1890	74.5150	69.1630
1982	72.7930	76.6260	74.8750	72.3290
1983	72.2340	77.0400	69.6630	71.4150
1984	74.9980	81.0780	80.2880	80.6270


PLCK3
40.0
44.0
48.0
52.0
56.0
60.0
64.0
68.0
72.0
76.0
80.0
84.0
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PLCK3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.84 .71 .69 .66	.84 -.02 .32 .00
	5 - 8	.51 .39 .38 .36	-.33 .00 .09 .07
	9 -12	.25 .19 .22 .23	-.15 .09 .10 .03
		Moyenne = 58.83	Variance = 104.09
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.03 -.67 -.02 .72	-.03 -.67 -.13 .48
	5 - 8	-.08 -.61 -.04 .62	-.17 -.12 -.19 .09
	9 -12	-.10 -.53 .00 .61	-.17 -.03 -.09 .16
		Moyenne = .64	Variance = 21.09
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.75 .44 .11 -.21	.75 -.29 -.27 -.25
	5 - 8	-.30 -.33 -.30 -.22	.25 -.14 -.14 -.04
	9 -12	-.11 .05 .18 .24	.18 .12 -.06 -.05
		Moyenne = 2.76	Variance = 22.20
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.12 .02 .01 -.50	.12 .01 .01 -.51
	5 - 8	-.12 -.04 -.12 -.03	.01 -.01 -.11 -.35
	9 -12	-.08 .03 .11 .20	-.17 .043 .00 -.02
		Moyenne = -.13	Variance: 10.73

Identification du modèle

Cette série présente une tendance et un mouvement saisonnier qui évoluent lentement. La stationnarité est acquise par une différenciation régulière et la saisonnalité est partiellement prise en charge par une différenciation saisonnière. La série des valeurs différenciées présente la plus petite variance et l'allure des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle d'échantillon de ces valeurs suggère un modèle saisonnier MA(1) ou AR(2). Le modèle retenu est un modèle multiplicatif du type $(0,1,0)x(2,1,0)_4$:

$$(1-a_4B^4-a_8B^8)\ (1-B)\ (1-B^4)Y_t = a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1+.8404B^4+.5774B^8)\ (1-B)\ (1-B^4)Y_t = a_t$$
$$(6.05)\quad (3.49)$$

$\hat{s}_a = 2.476$

LBQ (12 - 2) = 5.2

LBQ (24 - 2) = 13.0

Modèle économétrique correspondant

PLCK3 = BPLCK3 + .08545 + 2.182 JS2
(.02736) (2.38286)

- .24805 JS3 - 2.34307 JS4 - .07329 FPCO2
(-.26713) (-1.50861) (-3.46851)

- 1.68411 JS4 x D794 + 7.9142E-04 x QCK3
(-1.06388) (16.4028)

+ .10836 XPCK3 (-1)
(1.73629)

R^2 = .96752 D.W. = 2.34

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PLCK3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	75.88	72.16		72.51
1981-2	80.19	78.42		81.88
1981-3	74.52	75.04		77.81
1981-4	69.16	73.56		72.67
1982-1	72.79	78.77		73.42
1982-2	76.63	83.01		77.68
1982-3	74.88	75.79		70.90
1982-4	72.33	72.24		70.94
1983-1	72.23	73.12		76.95
1983-2	77.04	78.98		75.68
1983-3	69.66	72.25		73.32
1983-4	71.42	78.86		65.64
1984-1	75.00	76.82		74.23
1984-2	81.09	85.77		79.25
1984-3	80.29	85.64		76.66
1984-4	80.63	84.85		77.69

Série 4: Production of shell eggs (SLG3), Canada (mil. kg)

96 observations : 1961-1 à 1984-4

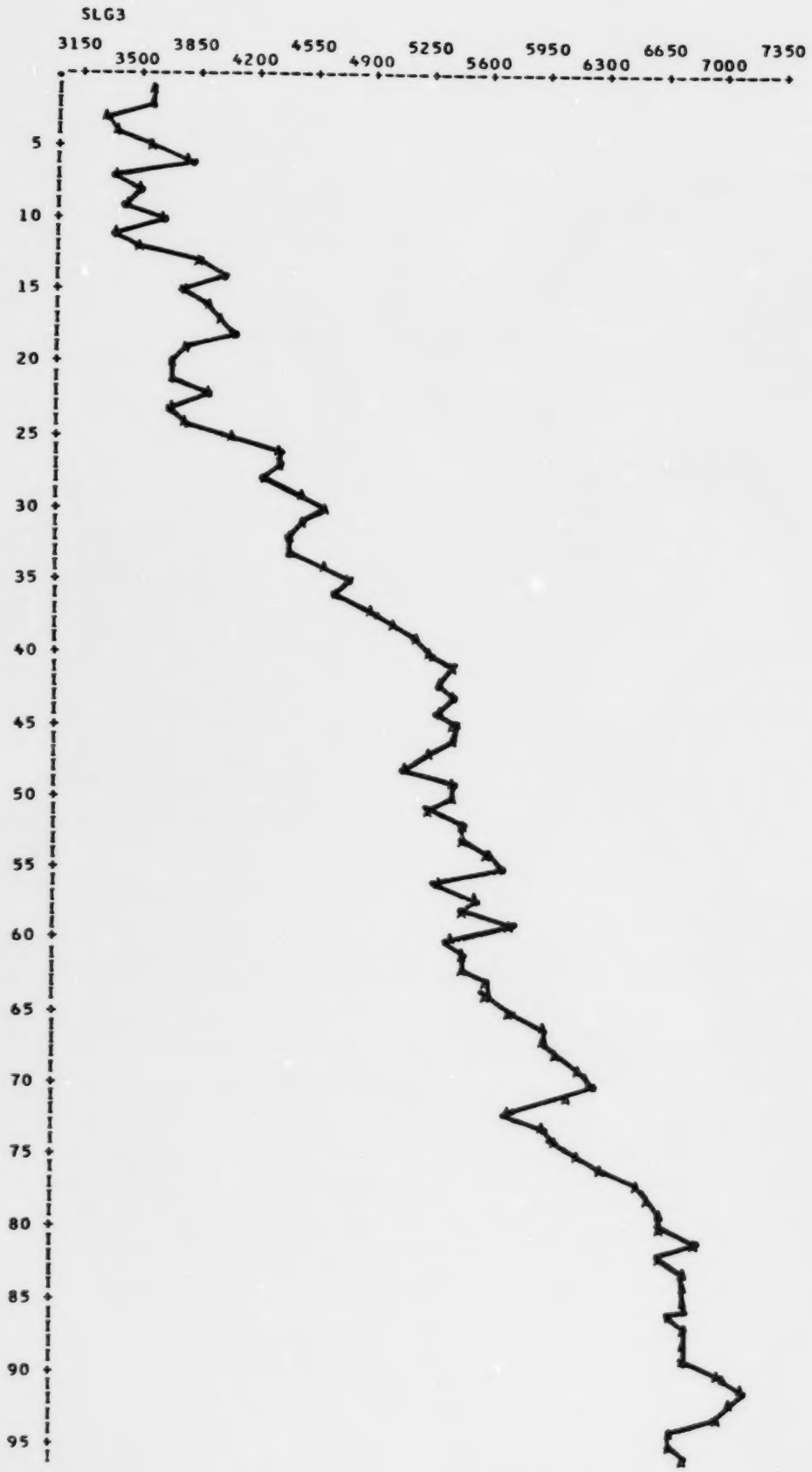
Date de la dernière révision : 1er avril 1985

Période d'estimation (ARIMA) : 1961-1 à 1980-4; 80 observations

Période d'estimation (FARM) : 1977-1 à 1980-4; 16 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1961	3543.1899	3573.2000	3281.5601	3373.7900
1962	3544.5400	3804.3799	3348.5000	3496.2400
1963	3396.8701	3655.8799	3361.3999	3514.9099
1964	3866.6101	3999.3701	3780.5200	3945.0100
1965	3971.0000	4068.5801	3766.1001	3735.7700
1966	3721.5901	3889.2500	3714.5801	3748.0300
1967	4062.2600	4343.5898	4309.5391	4302.0586
1968	4495.5508	4585.9883	4484.1602	4393.7500
1969	4431.4219	4610.3008	4730.6211	4681.2109
1970	4934.6016	5013.1289	5189.2617	5265.4102
1971	5395.7500	5322.8984	5372.3086	5291.5312
1972	5359.8594	5366.6602	5248.5703	5129.2305
1973	5376.8711	5362.2383	5229.5898	5462.6797
1974	5461.3516	5627.2187	5676.2695	5351.6797
1975	5564.6602	5471.6406	5710.4297	5396.2109
1976	5458.5586	5443.4102	5602.6914	5573.8398
1977	5726.9414	5971.1719	5971.4687	6023.9805
1978	6135.9492	6202.0391	6075.8984	5713.8594
1979	5950.9219	6048.3398	6170.1484	6293.4805
1980	6491.6484	6572.9219	6651.3594	6665.8008
1981	6849.9102	6639.6094	6816.7617	6760.3086
1982	6902.7695	6705.6094	6800.2305	6802.7891
1983	6800.3984	6977.0312	7105.3086	7092.6289
1984	6991.2500	6739.1992	6695.5698	6793.9492


SLG3
3150
3500
3850
4200
4550
4900
5250
5600
5950
6300
6650
7000
7350
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(SLG3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.95 .91 .86 .82	.95 .04 -.06 .05
	5 - 8	.78 .74 .71 .69	-.07 .08 .01 .07
	9 -12	.66 .62 .58 .55	-.05 -.08 -.07 .01
		Moyenne = 4885.67	Variance = 944,274.55
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.22 -.04 -.20 .39	-.22 -.10 -.25 .31
	5 - 8	-.15 -.26 -.21 .28	-.05 -.34 -.28 .01
	9 -12	-.03 -.11 -.07 .38	-.03 -.03 .00 .20
		Moyenne = 39.53	Variance = 28,652.44
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.71 .47 .11 -.28	.71 -.06 -.40 -.45
	5 - 8	-.42 -.54 -.46 -.30	.13 -.07 -.01 -.07
	9 -12	-.02 .19 .36 .44	.32 -.07 .01 .02
		Moyenne = 165.92	Variance = 60,058.63
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.09 .20 .05 -.45	-.09 .19 .09 -.50
	5 - 8	.00 -.33 -.12 -.18	-.13 -.16 -.12 -.45
	9 -12	.08 .07 .14 .23	.00 -.08 -.09 -.21
		Moyenne = 4.95	Variance = 34,937.59

Identification du modèle

L'allure générale de cette série est un mouvement saisonnier qui évolue lentement autour d'une tendance régulière. C'est ainsi que la variabilité de la série est fortement réduite après une différenciation régulière; de fait, la variance est minimale après cette étape. Cependant, les fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle d'échantillon n'indiquent pas un modèle parcimonieux. La situation s'améliore si on considère les autocorrélations d'échantillon après avoir appliqué une différenciation saisonnière. Les autocorrélations aux décalages deux, quatre et six suggère le modèle multiplicatif

$$(1-B)\ (1-B^4)Y_t = (1-b_2B^2)\ (1-b_4B^4)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1-B)\,(1-B^4)Y_t = \underset{(1.92)}{(1+.2201B^2)}\ \underset{(10.41)}{(1-.7420B^4)}a_t$$

$\hat{s}_a = 143.598$

LBQ (12 - 2) = 11.0

LBQ (24 - 2) = 21.0

Ces résultats ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle que la série des résidus constitue un bruit blanc. L'étude des racines confirment que le modèle est inversible. En effet, la valeur absolue de la racine la plus élevée est 0.932893.

Modèle économétrique correspondant

SLG3 = BSLG3 + 669.198 + 315.756 JS2
(.81288) (1.27905)

+ 342.487 DUMEG2 + 244.919 PLEG3(-2) *.9
(6.462881) (4.99926)

+ 281.982 PLEG3(-3) *.9
(5.62195)

+171.199 PLEG3(-4) *.9 + 262,468 PLEG3(-5) *.9
(6.1507)

R^2 = .95063 D.W. = 2.16

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(SLG3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	6849.91	6692.08		6839.78
1981-2	6639.61	6696.80		6951.96
1981-3	6816.76	6613.07		6687.42
1981-4	6760.31	6424.40		6706.18
1982-1	6802.77	6448.45		6955.15
1982-2	6705.61	6456.34		6817.98
1982-3	6800.23	6386.65		6760.58
1982-4	6802.79	6195.64		6731.38
1983-1	6800.40	6303.25		6945.97
1983-2	6977.03	6492.61		6787.37
1983-3	7105.31	6468.74		7035.41
1983-4	7092.63	6375.70		7098.16
1984-1	6991.25	6736.55		7205.41
1984-2	6739.20	6387.21		7020.23
1984-3	6695.59	6226.66		6803.15
1984-4	6793.95	6226.15		6617.78

Série 5: Placement of turkey poults for light weights (PLLT3), Canada (mil.)

70 observations : 1967-1 à 1984-2

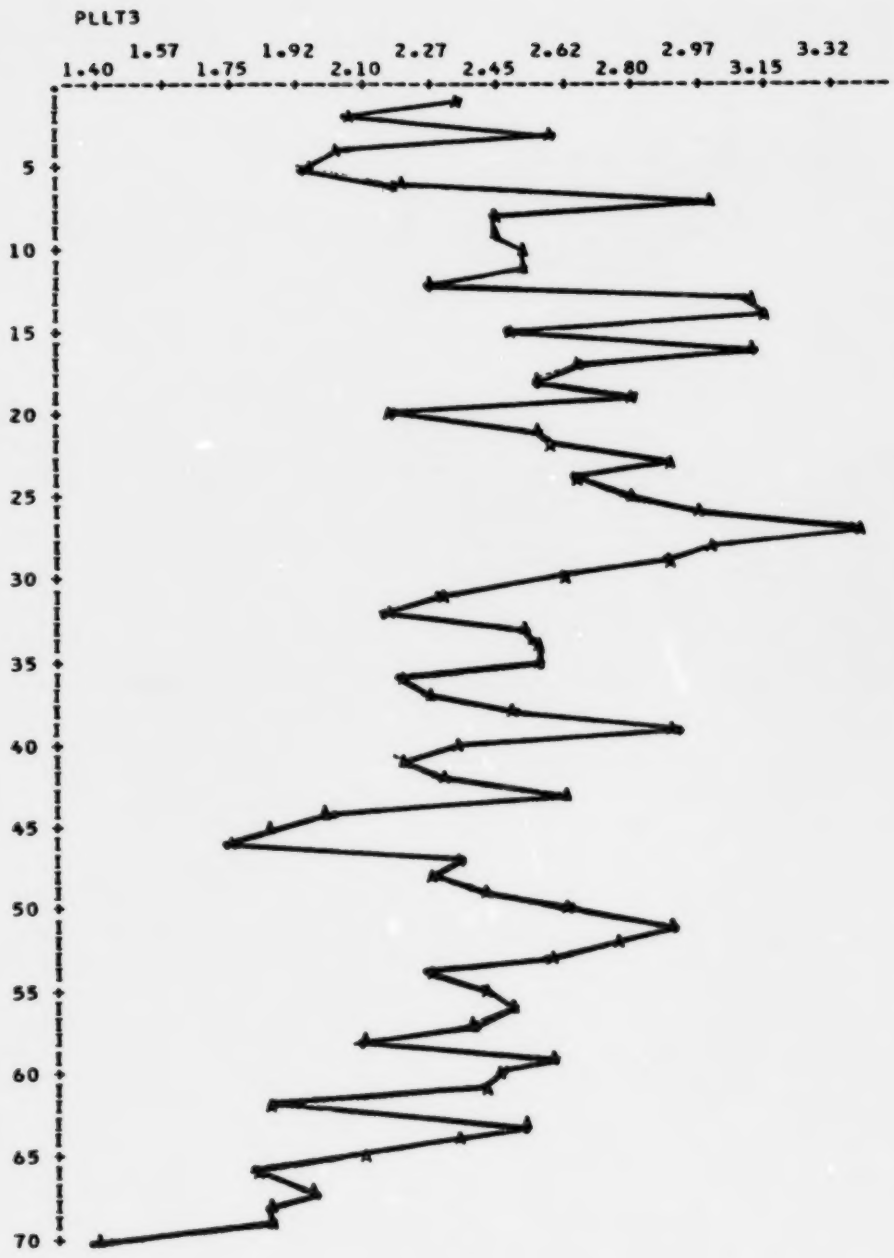
Date de la dernière révision : 3 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1967-1 à 1980-4; 56 observations

Période d'estimation (FARM) : 1977-1 à 1980-4; 16 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1983-4; 12 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1967	2.337	2.068	2.602	2.036
1968	1.974	2.212	2.997	2.458
1969	2.455	2.513	2.521	2.285
1970	3.117	3.166	2.469	3.102
1971	2.670	2.540	2.810	2.169
1972	2.549	2.601	2.920	2.661
1973	2.814	2.964	3.394	3.023
1974	2.900	2.628	2.321	2.186
1975	2.536	2.541	2.540	2.204
1976	2.278	2.496	2.911	2.358
1977	2.206	2.303	2.624	2.007
1978	1.862	1.764	2.334	2.279
1979	2.427	2.631	2.914	2.764
1980	2.600	2.275	2.404	2.439
1981	2.369	2.111	2.579	2.452
1982	2.422	1.852	2.527	2.338
1983	2.104	1.804	1.956	1.840
1984	1.869	1.406		


PLLT3
1.40
1.57
1.75
1.92
2.10
2.27
2.45
2.62
2.80
2.97
3.15
3.32
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PLLT3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.47 .26 .19 .16	.47 .05 .06 .05
	5 - 8	-.01 -.02 -.09 -.01	-.16 .03 -.11 .10
	9 -12	.04 .10 .04 .08	.07 .08 -.04 .03
		Moyenne = 2.52	Variance = .12
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.31 -.12 -.06 .13	-.31 -.24 -.20 .01
	5 - 8	-.15 .09 -.16 .02	-.16 .00 -.21 -.16
	9 -12	-.01 .12 -.11 .06	-.15 -.03 -.10 -.06
		Moyenne = .00	Variance = .13
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.46 .16 .00 -.39	.46 -.06 -.07 -.45
	5 - 8	-.29 -.22 -.27 -.17	.11 -.10 -.16 -.24
	9 -12	.00 .11 .19 .23	.16 .04 -.04 -.06
		Moyenne = .01	Variance = .20
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.22 -.11 .23 -.45	-.22 -.17 .18 -.41
	5 - 8	.02 .09 -.13 -.05	-.12 -.09 -.02 -.34
	9 -12	.04 .00 .07 -.01	-.14 -.10 .03 -.28
		Moyenne = .00	Variance = .22

Identification du modèle

L'analyse graphique de la série laisse voir un mouvement saisonnier irrégulier autour d'un niveau moyen assez stable. La stationnarité est confirmée par l'allure générale des autocorrélations et autocorrélations partielles de la série originale. La fonction d'autocorrélation débute par une valeur positive significative et décline rapidement. Ce comportement est spécifique au processus autorégressif d'ordre un. Ce choix se trouve confirmé par l'allure de la fonction d'autocorrélation partielle qui est réduite à zéro après la première valeur. Le modèle identifié est:

$$(1- a_1B)X_t = b_0 + a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1-.4731B)Y_t = \underset{(3.93)}{2.518} + a_t \qquad \underset{(32.83)}{}$$

$\hat{s}_a = 0.307$

LBQ (12 - 2) = 4.7

LBQ (24 - 2) = 22.0

Modèle économétrique correspondant

PLTT3 = BPLLT3 - 1.013 + .055 XQTK3
(-1.929) (1.646)

- .091 JS2 + .179 JS3 - .020 JS4
(-1.06) (1.93) (-.22)

+ 7.26 *E-4 FPC02 + .310 PLLT3(-1)
(.497) (2.06)

+ .005 PSM2(-1)
(4.03)

R^2 = .926 D.W. = 1.55

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PLLT3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	2.37	2.83	2.54	2.50
1981-2	2.11	2.53	-	2.45
1981-3	2.58	2.69	2.35	2.31
1981-4	2.45	2.55	2.14	2.54
1982-1	2.42	2.43	2.30	2.48
1982-2	1.85	2.37	2.26	2.47
1982-3	2.53	2.52	2.55	2.19
1982-4	2.34	2.42	2.65	2.51
1983-1	2.10	2.27	2.13	2.43
1983-2	1.80	2.22	2.11	2.31
1983-3	1.96	2.43	2.37	2.15
1983-4	1.84	2.50	2.00	2.21

Série 6: Production of heavy turkeys (QHT3), Canada (mil. kg)

94 observations : 1961-1 à 1984-2

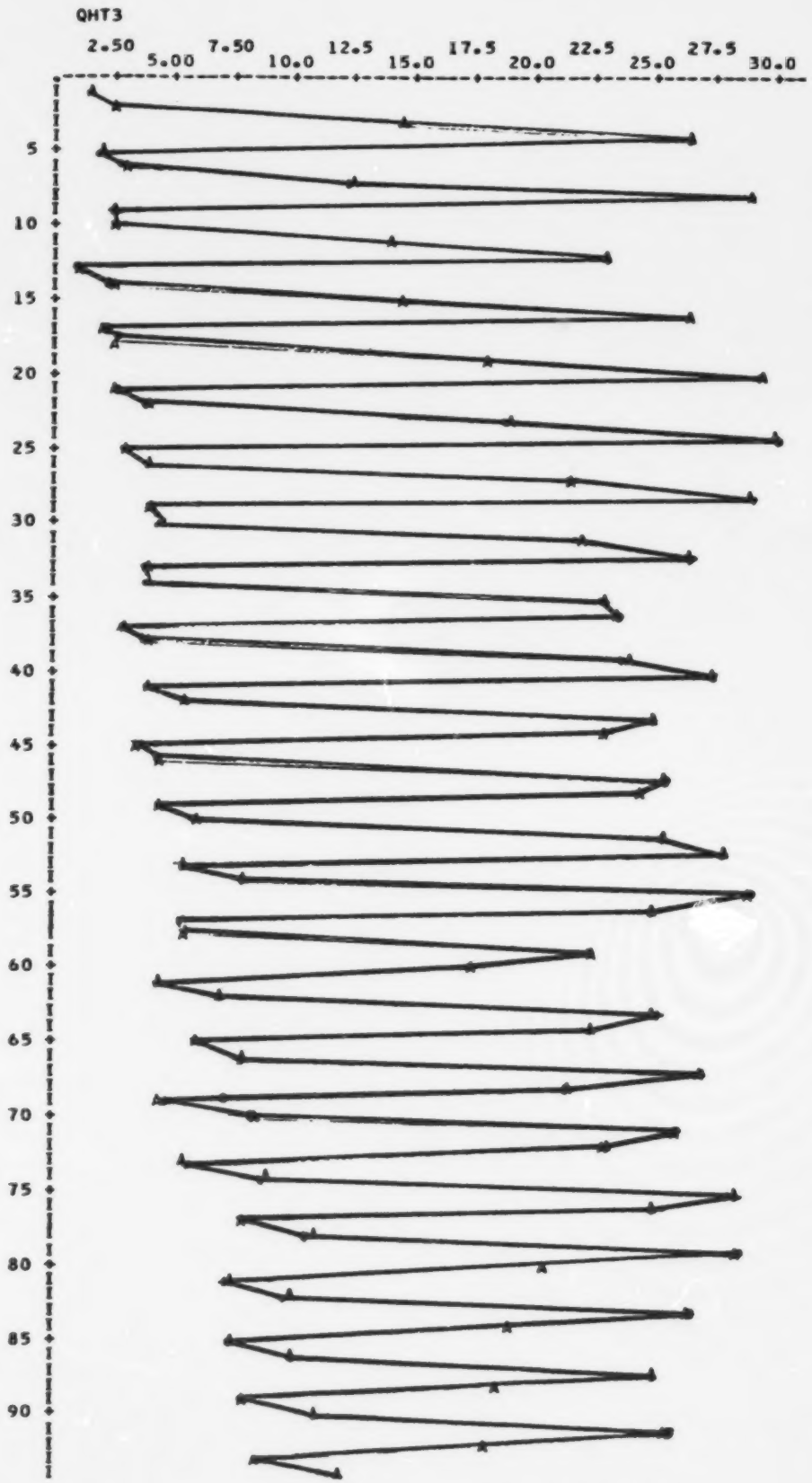
Date de la dernière révision : 3 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1961-1 à 1980-4; 80 observations

Période d'estimation (FARM) : 1977-1 à 1980-4; 16 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1983-4; 12 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1961	1.332	2.673	14.271	26.377
1962	2.137	3.103	12.682	28.865
1963	2.250	2.574	14.080	23.109
1964	1.071	2.740	14.338	26.651
1965	1.796	2.725	17.942	29.253
1966	2.514	4.001	18.828	30.131
1967	2.922	4.154	21.341	28.833
1968	4.000	4.496	21.944	26.414
1969	3.771	3.922	22.988	23.710
1970	3.062	4.177	24.125	27.308
1971	3.917	5.654	25.011	23.193
1972	3.332	4.326	25.651	24.705
1973	4.481	6.099	25.737	28.061
1974	5.273	7.973	28.919	24.981
1975	5.716	5.492	22.260	17.272
1976	4.537	6.946	25.008	22.475
1977	6.065	8.104	26.878	21.489
1978	4.283	8.309	26.035	23.163
1979	5.730	8.888	28.574	25.031
1980	7.875	11.097	28.414	20.253
1981	7.382	10.030	26.562	18.810
1982	7.707	10.197	25.151	18.398
1983	7.854	10.896	25.628	18.006
1984	8.323	11.828		


QHT3
2.50
5.00
7.50
10.0
12.5
15.0
17.5
20.0
22.5
25.0
27.5
30.0
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(QHT3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.01 -.82 .01 .93	.01 -.82 .13 .79
	5 - 8	-.03 -.80 .03 .87	-.31 .20 -.06 -.01
	9 -12	-.05 -.76 .06 .82	.04 .05 .09 .06
		Moyenne = 14.12	Variance = 104.74
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.08 -.84 -.03 .94	-.08 -.85 -.84 .25
	5 - 8	-.10 -.80 .00 .88	-.12 .04 -.04 -.01
	9 -12	-.11 -.77 .03 .83	-.07 -.04 -.10 .02
		Moyenne = .24	Variance = 206.71
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.34 .16 .02 -.32	.34 .05 -.06 -.36
	5 - 8	-.25 -.25 -.25 -.11	-.05 -.10 -.13 -.10
	9 -12	.02 .06 .10 .14	.03 -.05 -.07 .02
		Moyenne = .30	Variance = 5.17
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.34 .00 .15 -.33	-.34 -.13 .12 -.27
	5 - 8	.07 -.02 -.10 .01	-.15 -.11 -.10 -.19
	9 -12	.04 .01 -.03 .13	-.07 -.03 -.12 .02
		Moyenne = -.07	Variance = 6.59

Identification du modèle

Cette série affiche un mouvement saisonnier très prononcé qui gravite autour d'une moyenne stable. Ce schéma se trouve confirmé par l'allure générale des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle. Une différenciation saisonnière réduit grandement la variabilité de la série. L'étude des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle de la série désaisonnalisée suggère d'abord un premier facteur autorégressif (d'ordre un) pour tenir compte des premières autocorrélations et, ensuite, un second facteur autorégressif (d'ordre quatre) pour épouser le mouvement saisonnier qui reste. Le modèle ainsi identifié est un multiplicatif $(1,0,0)x(1,1,0)_4$:

$$(1-a_1B)\ (1-a_4B^4)\ (1-B^4)Y_t = a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(3.44)}{(1-.3914B)}\ \underset{(3.16)}{(1+.3621B^4)}\ (1-B^4)Y_t = a_t$$

$\hat{s}_a = 2.053$

LBQ (12 - 2) = 8.1

LBQ (24 - 2) = 25.0

Modèle économétrique correspondant

$$QHT3 = BQHT3 + \underset{(7.96)}{(3.70} + \underset{(6.85)}{6.808\ JS2} + \underset{(11.30)}{6.068\ JS3} + \underset{(2.30)}{1.084\ JS4)}{}^{*}\ PLHT3(-2)$$

$R^2 = .979$ D.W. = 2.39

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(QHT3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	7.38	5.15	5.41	5.49
1981-2	10.03	7.77	-	10.42
1981-3	26.56	25.66	25.55	28.37
1981-4	18.81	20.74	21.81	21.21
1982-1	7.71	6.41	6.26	6.42
1982-2	10.20	9.10	9.00	10.42
1982-3	25.15	25.16	25.10	27.04
1982-4	18.40	19.86	20.80	18.51
1983-1	7.85	7.12	7.50	7.30
1983-2	10.90	10.74	10.30	10.24
1983-3	25.63	27.44	27.40	25.85
1983-4	18.00	21.81	22.90	18.54

Série 7: Average weighted price for heavy turkeys to producers (XPHT3), Toronto (cents/kg)

94 observations : 1961-1 à 1984-2

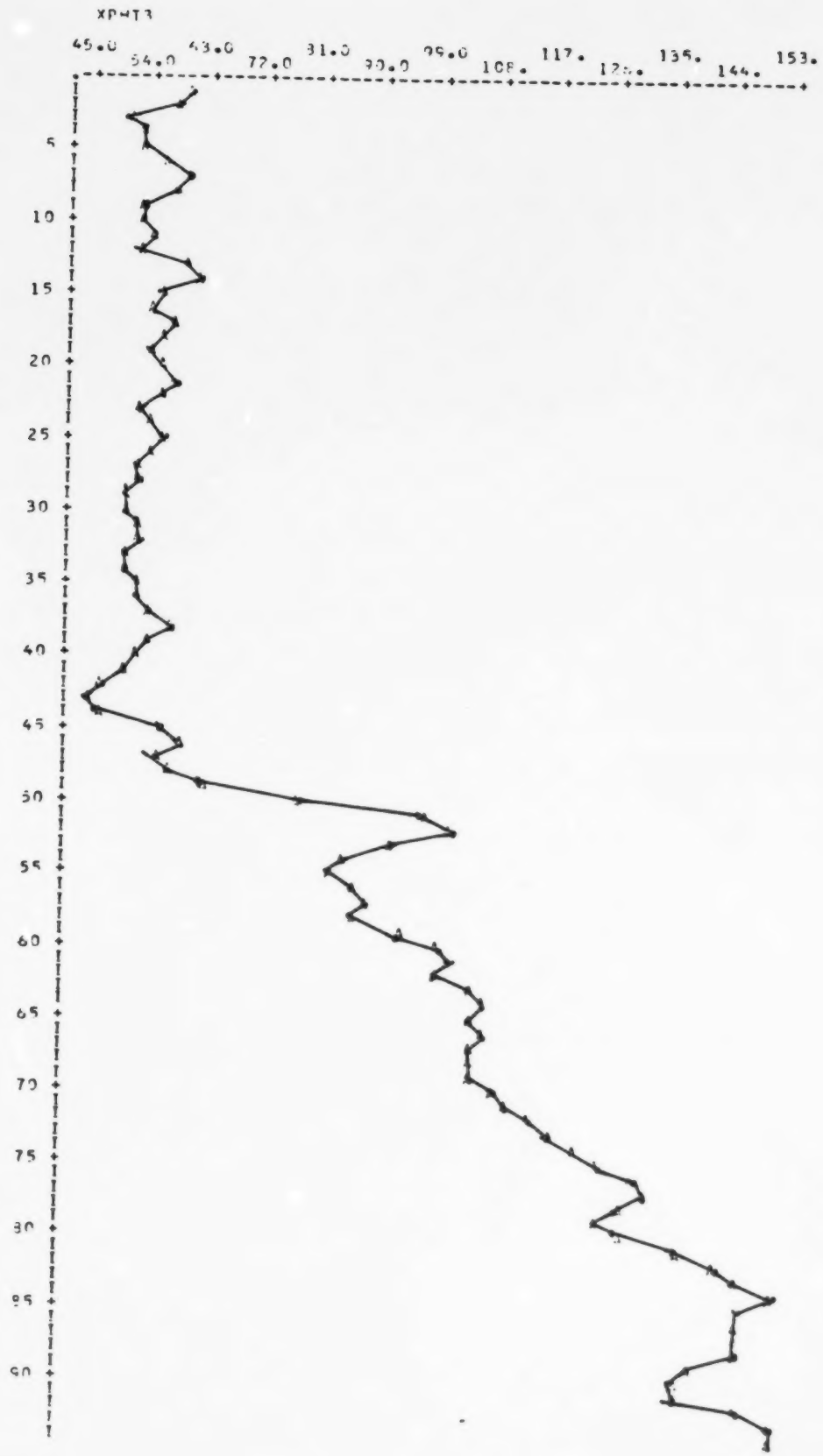
Date de la dernière révision : 3 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1961-1 à 1980-4; 80 observations

Période d'estimation (FARM) : 1977-1 à 1980-4; 16 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1983-4; 12 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1961	59.525	58.422	49.614	52.272
1962	52.641	56.063	59.435	57.084
1963	51.362	52.789	53.203	53.034
1964	58.639	60.803	56.119	54.231
1965	56.734	55.568	53.342	56.485
1966	57.815	55.291	52.411	53.725
1967	55.578	53.933	51.725	52.141
1968	51.167	50.997	51.951	52.792
1969	50.941	50.674	52.914	52.361
1970	54.496	56.939	53.915	52.012
1971	50.413	45.955	44.422	46.104
1972	55.862	60.130	54.948	57.026
1973	62.995	76.606	97.948	100.947
1974	92.345	84.286	82.689	85.638
1975	88.177	85.934	92.852	98.699
1976	100.062	99.609	104.751	106.617
1977	104.745	105.985	105.017	103.681
1978	103.617	107.531	110.373	112.938
1979	116.171	120.175	124.193	128.882
1980	130.523	127.594	124.078	127.966
1981	137.686	141.367	146.179	150.433
1982	146.459	145.406	145.929	145.434
1983	139.452	137.329	136.292	146.501
1984	151.187	150.326		


XPHT3
45.0
54.0
63.0
72.0
81.0
90.0
99.0
108.
117.
126.
135.
144.
153.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(XPHT3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.96 .91 .86 .81	.96 -.12 -.05 .01
	5 - 8	.76 .72 .68 .64	.02 .02 -.04 -.01
	9 -12	.60 .57 .54 .51	.01 .04 .00 -.02
		Moyenne = 73.74	Variance = 713.15
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.39 -.17 -.22 -.15	.39 -.38 .02 -.14
	5 - 8	.00 .15 .05 -.08	.09 .07 -.10 -.01
	9 -12	-.12 -.02 .07 .09	-.08 .09 -.02 .04
		Moyenne = .87	Variance = 19.40
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.77 .35 .02 -.15	.77 -.60 .18 -.09
	5 - 8	-.11 -.02 -.02 -.06	.31 -.38 .07 -.02
	9 -12	-.07 .00 .13 .25	.23 -.02 .06 .15
		Moyenne = 3.82	Variance = 102.07
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.45 -.14 -.39 -.50	.45 -.44 -.15 -.40
	5 - 8	-.12 .20 .10 -.05	.29 -.20 -.17 -.24
	9 -12	-.19 -.14 .02 .13	-.08 -.03 -.25 -.06
		Moyenne = .08	Variance = 45.16

Identification du modèle

Une première différenciation réduit la variabilité de la série à son minimum. Il n'est donc pas nécessaire de différencier davantage la série. De plus, il n'y a pas de trace de mouvement saisonnier. Pour la série des différences premières, les deux premières autocorrélations partielles sont significativement différentes de zéro (et de signes opposés), ce qui est l'indication d'un processus autorégressif d'ordre deux. Ceci est confirmé par l'allure générale des autocorrélations qui semble obéir à une vague sinusoïdale amortie débutant par un terme positif. Le modèle identifié est alors:

$$(1-a_1B-a_2B^2)\ (1-B)Y_t = b_0 + a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1-.560B+0.419B^2)\ (1-B)Y_t = 0.821 + a_t$$
$$(5.46)\ (-4.18) \qquad\qquad (1.92)$$

$\hat{s}_a = 3.688$

LBQ (12 - 3) = 6.3

LBQ (24 - 3) = 12.0

Ces résultats ne nous permettent donc pas de rejeter l'hypothèse nulle que série des résidus constitue un bruit blanc. Le modèle ARIMA (2,1,0) pour Y_t a un opérateur autorégressif comprenant un couple de conjugés complexes de période 5.6 trimestres (environ 17 mois), ($\text{Cos}^{-1}\ 2\pi/p = a_1/2(-a_2)^{1/2} = 5.59$) et un facteur d'amortissement $d = (.419)^{1/2} = .6473$.*

Modèle économétrique correspondant:

XPHT3 = BXPHT3 + 36.209 + .235 FPCO2(-1) - .470 JS2
(2.01) (1.89) (-.18)

- 3.787 JS3 - 3.100 JS4 + .003 PSM2(-1)
(-1.43) (-1.14) (.073)

+ .218 WA3
(2.640)

$R^2 = .928$ D.W. = .81

* Cf. Box et Jenkins (1976), chapitre 3.

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(XPHT3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	137.69	141.84	138.16	132.44
1981-2	141.37	145.24	-	142.49
1981-3	146.18	143.15	144.49	140.05
1981-4	150.43	142.10	149.56	148.35
1982-1	146.46	140.75	141.32	151.87
1982-2	145.41	140.12	144.99	143.34
1982-3	145.93	139.97	145.90	147.36
1982-4	145.43	141.90	147.00	147.54
1983-1	139.45	141.78	143.20	145.82
1983-2	137.33	146.94	138.40	137.08
1983-3	136.29	152.70	137.00	139.31
1983-4	146.50	158.47	141.60	137.28

Série 8: Average price of broiler chicken under 2.3 kg (XPCK3), Toronto (cents/kg)

96 observations : 1961-1 à 1984-4

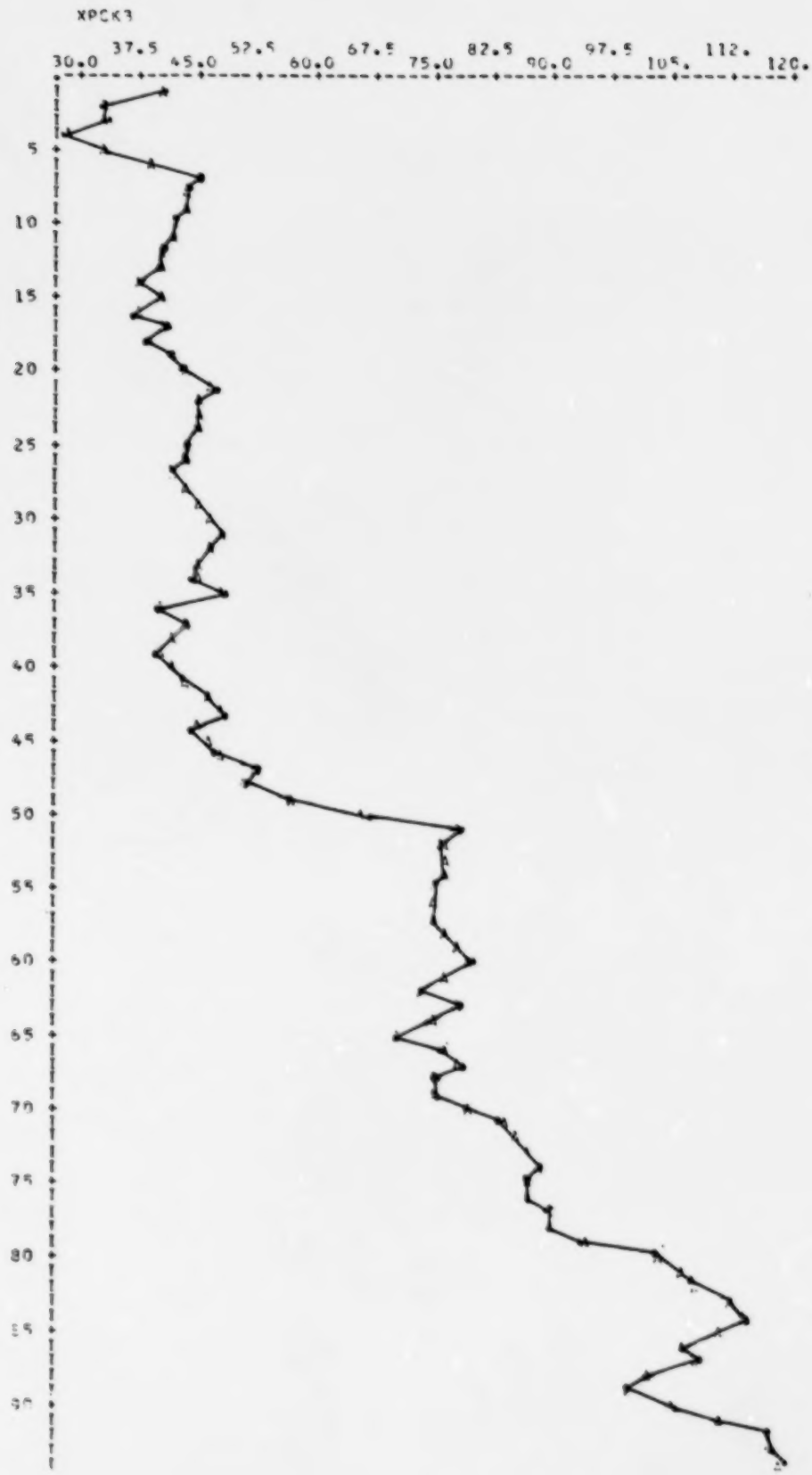
Date de la dernière révision : 3 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1961-1 à 1980-4; 80 observations

Période d'estimation (FARM) : 1973-1 à 1980-4; 32 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1961	40.3446	33.7307	32.6284	27.9987
1962	33.7307	38.3604	44.5333	44.0924
1963	43.6515	42.1083	41.8878	40.3446
1964	40.3446	37.2581	40.7855	37.0376
1965	40.7855	39.4627	42.5492	42.9901
1966	45.8561	45.6356	44.7538	44.7538
1967	42.9901	42.9901	42.5492	43.6515
1968	45.1947	46.2970	47.3993	45.8561
1969	44.9742	44.9742	47.8402	40.5650
1970	42.9901	42.5492	41.0060	42.5492
1971	44.0924	46.0765	48.0607	44.3129
1972	46.7379	48.5016	51.8086	50.9267
1973	57.5406	66.3591	78.4845	76.2799
1974	76.7208	76.0594	75.1776	74.7366
1975	75.1776	76.7208	78.4845	79.3663
1976	76.5003	74.0753	78.2640	74.7366
1977	70.9888	76.9412	78.2640	74.9571
1978	74.7366	80.0277	84.2165	85.0984
1979	87.5234	88.5816	86.2734	86.4211
1980	89.6545	90.3894	93.9167	103.3230
1981	105.8950	107.5850	112.6560	114.4200
1982	111.3330	106.3330	108.7000	102.1670
1983	98.9333	104.8500	110.7330	116.5000
1984	117.6330	118.5000	120.1330	115.1330


XPCK3
30.0
37.5
45.0
52.5
60.0
67.5
75.0
82.5
90.0
97.5
105.
112.
120.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(XPCK3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.94 .89 .84 .79	.94 .03 -.01 -.03
	5 - 8	.75 .71 .68 .64	.02 .05 -.02 -.02
	9 -12	.60 .56 .53 .50	-.04 -.03 .01 .07
		Moyenne = 57.46	Variance = 370.45
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.10 .07 -.09 .05	.10 .06 -.10 .06
	5 - 8	-.23 -.03 -.01 .14	-.23 .00 .03 .10
	9 -12	.00 .08 -.11 .03	.00 .02 -.12 .04
		Moyenne = .80	Variance = 11.18
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.74 .44 .16 -.07	.74 -.25 -.16 -.12
	5 - 8	-.12 -.08 -.02 -.01	.18 .04 -.05 -.11
	9 -12	-.02 -.06 -.10 -.19	.04 -.04 -.04 -.21
		Moyenne = 3.19	Variance = 45.41
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.27 .06 -.10 -.46	.27 -.01 -.12 -.44
	5 - 8	-.26 -.13 .04 .06	-.05 -.03 .05 -.20
	9 -12	.11 .06 .07 -.08	-.01 -.05 .12 -.22
		Moyenne = .31	Variance = 19.66

Identification du modèle

Cette série est non-stationnaire dans son ensemble, avec une seconde moitié qui diffère de la première. Une différenciation régulière est suffisante pour atteindre une variabilité minimale. Il n'y a pas de mouvement saisonnier apparant. L'examen de fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle d'échantillon de la série des valeurs différenciées révèle des valeurs significatives au décalage cinq; la moyenne de cette série est significativement différente de zéro. Le modèle identifié est donc:

$$(1-a_5B^5)\ (1-B)Y_t = b_0 + a_t.$$

Certains résidus du modèle estimés ont des valeurs élevés par rapport à l'écart-type $\hat{s}_a$ des résidus. Ce sont les résidus #2, #36, #50, #51 et #80. Aux résidus élevés correspondent des observations qui le sont également par rapport aux observations qui leurs sont adjacentes. Par la suite, nous avons assimilé ces observations extraordinaires à des interventions ponctuelles.

Estimation et validation du modèle

Le modèle finalement estimé est:

$$(1+.2601B^5)\ [Y_t+2.43I_{1t}-(6.078+.5925B)I_{2t}] = .701 + \frac{a_t}{1-B}$$
$$\quad (2.65)\qquad (1.65)\ (4.11)\ (3.32)\qquad (3.08)$$

où I_{1t} = 1 pour les observations 1961-1 et 1969-4,

= 0 autrement;

I_{2t} 1 pour les observations 1973-2, 1973-3 et 1980-4,

= 0.

$\hat{s}_a$ = 2.603

LBQ (12 - 5) = 5.4

LBQ (24 - 5) = 15.0

Les racines de la partie autorégressive, qui sont analysées dans le tableau ci-après, indiquent deux harmoniques de périodicité 3.33 et 10.0 trimestres.

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (5, 0)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	$-0.236053 \pm i\,0.726498$	0.763885	3.33
u_3, u_4	$0.617996 \pm i\,0.449$	0.763885	10.00
u_5	-0.763885	0.763885	-

Modèle économétrique correspondant

$$XPCK3 = BXPCK3 + \underset{(6.61352)}{29.40340} + \underset{(5.08662)}{.17595}\ FPCO2(-1)$$

$$+ \underset{(.87808)}{1.58220}\ JS2 + \underset{(1.07288)}{1.98508}\ JS3 - \underset{(-.08352)}{.16270}\ JS4$$

$$+ \underset{(2.74722)}{.03226}\ PSM2(-1) + \underset{(7.49238)}{.10980}\ WA3$$

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(XPCK3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	105.90	101.47	107.93	104.13
1981-2	107.59	104.12	-	99.65
1981-3	112.66	105.19	114.33	108.49
1981-4	114.42	101.01	114.49	112.96
1982-1	111.33	96.20	110.45	114.64
1982-2	106.33	97.28	106.50	111.61
1982-3	108.70	100.38	107.50	105.80
1982-4	102.17	98.27	105.80	108.49
1983-1	98.93	95.13	102.10	102.69
1983-2	104.85	100.77	103.60	100.94
1983-3	110.73	108.07	107.30	107.68
1983-4	116.50	110.86	110.40	111.00
1984-1	117.63	110.83	117.80	120.07
1984-2	118.50	111.46	120.70	119.88
1984-3	120.13	115.49	120.00	117.72
1984-4	116.13	111.91	116.80	119.49

Série 9: CPI for chicken (RPCK3), Canada (1981 = 100)

144 observations : 1949-1 à 1984-4

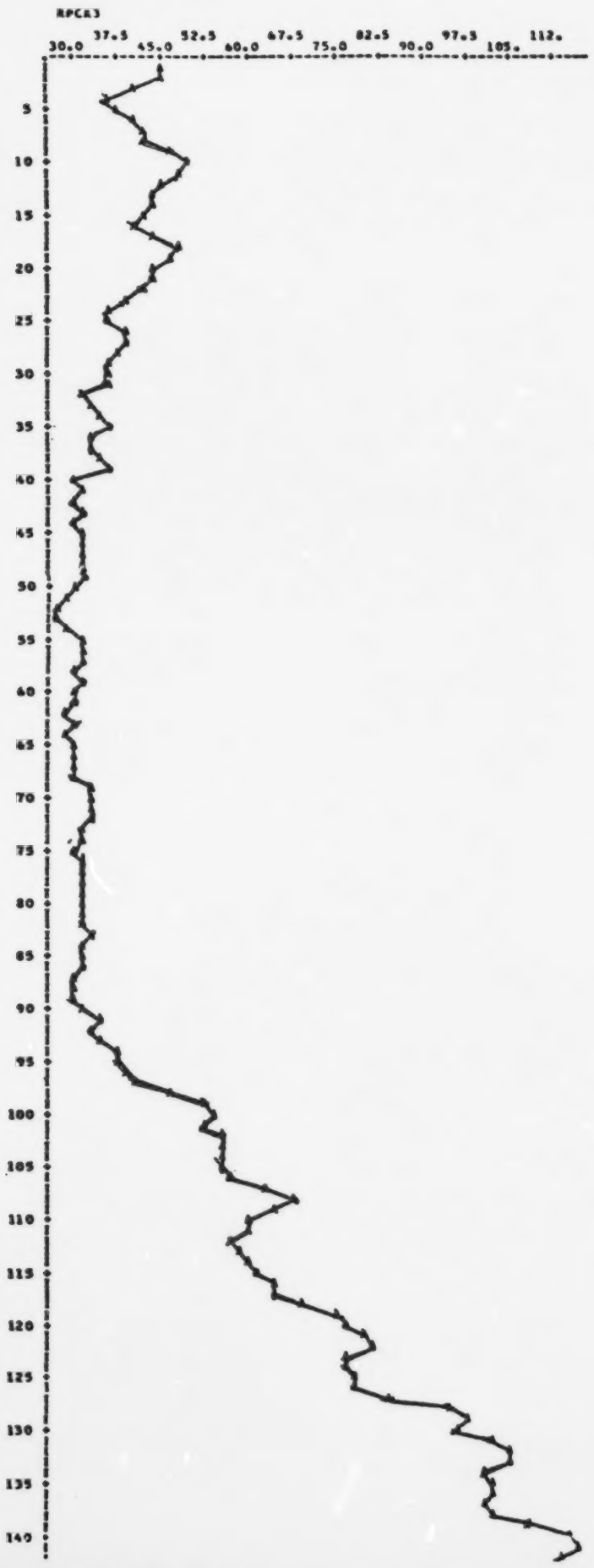
Date de la dernière révision : 26 novembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1949-1 à 1980-4; 128 observations

Période d'estimation (FARM) : 1973-1 à 1980-4; 32 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1949	44.8000	45.7333	40.9333	36.3000
1950	37.9333	40.0666	41.2666	42.1666
1951	47.1333	49.5666	48.6333	44.7666
1952	43.9666	42.8333	41.4000	40.9333
1953	43.7333	48.5333	46.6666	43.2000
1954	43.4666	41.9666	39.0000	36.2000
1955	35.4666	38.8333	39.1666	37.5000
1956	36.1333	35.3666	35.5666	32.1333
1957	33.1000	35.0666	35.9000	33.1666
1958	33.5666	35.2333	35.5333	30.5333
1959	30.8000	30.6666	31.8000	30.4000
1960	31.5666	32.2000	31.8000	30.8667
1961	30.9666	29.3333	28.0667	26.4000
1962	27.6000	28.6000	31.3000	31.8333
1963	31.7333	30.0667	30.8667	30.4000
1964	29.7000	28.3000	29.8000	28.1000
1965	29.9000	29.7666	30.1666	30.6000
1966	32.5667	33.2666	32.3667	32.9333
1967	32.1666	31.2666	30.3000	31.5333
1968	31.9666	31.3666	31.8666	31.9666
1969	32.0333	31.9000	32.4666	31.2333
1970	31.9000	31.5000	30.1666	30.0333
1971	30.2000	30.9666	33.9000	33.4666
1972	34.9666	36.8000	37.4666	38.7000
1973	41.0333	46.3333	52.0000	54.7333
1974	52.8333	55.4666	55.2000	56.1666
1975	54.9666	57.6000	63.2333	66.7666
1976	64.8666	60.7333	60.0000	57.0333
1977	58.0333	59.6666	62.0333	64.5000
1978	63.9333	69.4000	74.2666	75.9666
1979	78.8000	80.4666	76.9000	76.2333
1980	78.6333	78.6000	84.7333	94.0999
1981	98.1332	95.2666	101.3670	105.2330
1982	105.1670	100.7330	102.3000	102.3330
1983	99.8999	101.5000	107.6670	116.1670
1984	116.6330	113.5670	111.6000	111.2670


RPCR3
30.0
37.5
45.0
52.5
60.0
67.5
75.0
82.5
90.0
97.5
105.
112.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95
100
105
110
115
120
125
130
135
140

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(RPCK3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.94 .89 .85 .81	.94 .04 .08 -.01
	5 - 8	.78 .74 .71 .67	.02 .00 -.05 -.02
	9 -12	.63 .58 .55 .52	-.06 -.06 .02 .05
		Moyenne = 42.37	Variance = 228.19
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.34 -.02 -.02 .02	.34 -.15 .04 .02
	5 - 8	-.15 -.13 .07 .32	-.20 .01 .11 .28
	9 -12	.26 .06 .06 .15	.10 -.06 .06 .13
		Moyenne = 0.39	Variance = 5.44
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.78 .46 .17 -.05	.78 -.39 -.07 -.07
	5 - 8	-.06 .07 .21 .31	.31 .12 .04 .02
	9 -12	.35 .29 .18 .07	.12 -.04 .03 -.08
		Moyenne = 1.36	Variance = 28.06
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.46 .08 -.21 -.58	.46 -.17 -.23 -.50
	5 - 8	-.44 -.19 .03 .19	.00 -.03 -.02 -.20
	9 -12	.26 .15 .11 -.04	.02 -.07 .14 -.16
		Moyenne = .20	Variance = 9.54

Identification du modèle

Une première différenciation de la série semble être suffisante pour produire la stationnarité car la variabilité augmente avec toute différenciation supplémentaire. Il y a des autocorrélations partielles significatives aux décalages un, cinq et huit pour la série différenciée. La fonction d'autocorrélation semble se comporter comme une vague sinusoïdale. On retient alors le modèle identifié suivant:

$$(1-a_1B-a_5B^5-a_8B^8)(1-B)Y_t = b_0+a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle identifié fut élargi pour tenir compte de certaines observations anormales. Le modèle finalement estimé est:

$$\underset{(5.69)}{(1-.3943B} \underset{(2.52)}{+.1715B^5} \underset{(7.14)}{-.4745B^8)} \; [Y_t + \underset{(3.62)}{(2.332} \underset{(2.08)}{+1.345B)} I_{1t}$$

$$- \underset{(2.63)}{(1.738} \underset{(2.70)}{+1.785B)} I_{2t}] = \frac{a_t}{1-B}$$

où I_{1t} = 1 pour les observations 1949-3, 1958-4, 1976-2 et 1979-3,

= 0 autrement;

I_{2t} = 1 pour les observations 1950-1, 1973-2, 1978-2, 1980-3 et 1980-4,

= 0 autrement.

$\hat{s}_a$ = 1.84

LBQ (12 - 7) = 5.4

LBQ (24 - 7) = 18.0

L'analyse des racines de la partie autorégressive révèle trois harmoniques distinctes dont une peut être rattachée à la saisonnalité (périodicité 4). Les deux autres peuvent être comparées avec celles obtenues pour la variable XPCK3; les périodicités sont un peu plus courtes dans le cas de RPCK3.

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (8, 0)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	0.73406 ± i0.631593	0.968376	8.84
u_3	-0.895929	0.895929	-
u_4, u_5	-0.573337 ± i0.636623	0.856740	2.73
u_6	0.934034	-	-
u_7, u_8	0.0174 ± i0.907458	0.907624	4.00

Modèle économétrique correspondant:

$$RPCK3 = BRPCK3 - 32.51030 + .86057\ XPCK3$$
$$(-4.81472)\ (8.85080)$$

$$- 1.19025\ JS2 - 1.65256\ JS3$$
$$(-.96482)\quad (-1.27916)$$

$$+ .19669\ JS4 + 3.07591\ D794$$
$$(.15504)\quad (1.83862)$$

$$+ .12264\ WA3$$
$$(7.69681)$$

$R^2 = .96725$ D.W. = 1.02

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(RPCK3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	98.13	97.68	95.28	96.98
1981-2	95.27	99.36	-	99.43
1981-3	101.37	103.96	100.84	94.38
1981-4	105.23	108.16	104.13	101.96
1982-1	105.17	106.97	104.24	106.03
1982-2	100.73	102.44	106.56	104.16
1982-3	102.30	104.36	103.82	100.88
1982-4	102.33	101.29	103.98	104.78
1983-1	99.90	99.25	99.68	103.90
1983-2	101.50	104.40	102.12	98.79
1983-3	107.67	109.43	106.59	105.41
1983-4	116.17	116.74	109.22	111.12
1984-1	116.63	117.88	117.40	119.59
1984-2	113.57	117.85	118.40	115.57
1984-3	111.60	119.07	113.90	112.75
1984-4	111.27	117.81	112.30	109.38

Série 10: Placement of turkeys poults for heavy weights (PLHT3), Canada (mil.)

70 observations : 1967-1 à 1984-2

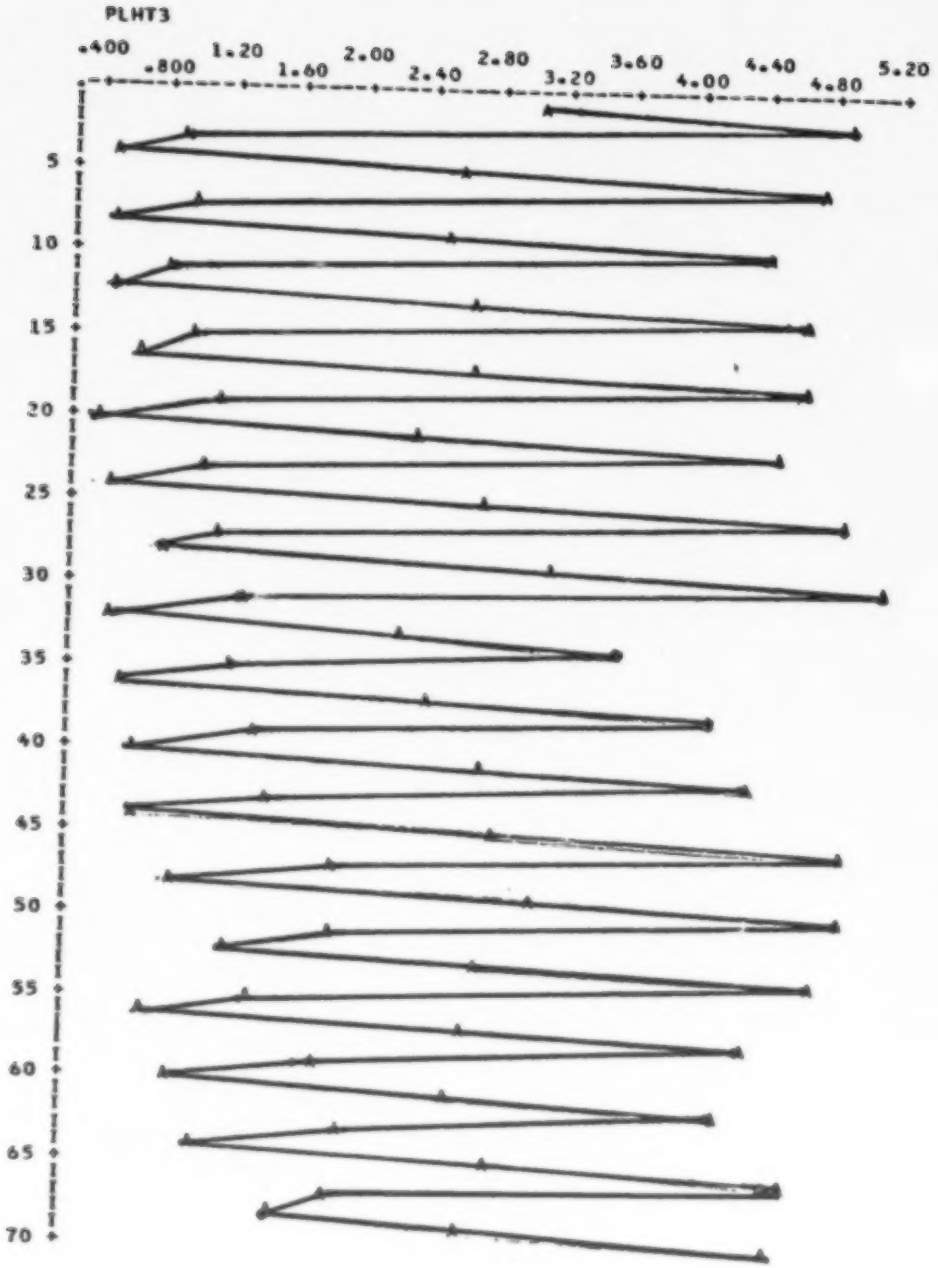
Date de la dernière révision : 3 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1967-1 à 1980-4; 56 observations

Période d'estimation (FARM) : 1977-1 à 1980-4; 16 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1983-4; 12 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1967	3.015	4.878	0.882	0.516
1968	2.579	4.719	0.935	0.455
1969	2.468	4.432	0.833	0.473
1970	2.650	4.666	0.936	0.666
1971	2.635	4.619	1.082	0.438
1972	2.291	4.491	1.047	0.507
1973	2.737	4.882	1.114	0.763
1974	3.096	5.129	1.251	0.477
1975	2.203	3.552	1.223	0.594
1976	2.413	4.057	1.389	0.608
1977	2.711	4.357	1.436	0.631
1978	2.792	4.873	1.838	0.916
1979	3.031	4.875	1.805	1.172
1980	2.700	4.699	1.392	0.739
1981	2.627	4.335	1.732	0.866
1982	2.576	4.152	1.923	1.022
1983	2.809	4.560	1.804	1.497
1984	2.640	4.463		


PLHT3
.400
.800
1.20
1.60
2.00
2.40
2.80
3.20
3.60
4.00
4.40
4.80
5.20
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PLHT3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	-.02 -.83 -.05 .90	-.02 -.83 -.31 .64
	5 - 8	-.03 -.78 -.06 .81	-.28 .11 -.16 -.02
	9 -12	-.03 -.72 -.07 .75	-.12 -.02 -.11 -.02
		Moyenne = 2.28	Variance = 2.45
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.11 -.75 -.10 .91	-.11 -.77 -.82 .35
	5 - 8	-.09 -.70 -.09 .83	-.15 .11 -.04 .02
	9 -12	-.08 -.64 -.09 .76	-.05 .03 -.07 -.04
		Moyenne = -.04	Variance = 5.04
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.54 .16 -.03 -.23	.54 -.17 -.06 -.22
	5 - 8	-.20 -.13 -.22 -.31	.06 -.06 -.23 -.22
	9 -12	-.19 .04 .12 .07	.09 .16 -.11 -.22
		Moyenne = .00	Variance = .12
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.08 -.16 -.02 -.22	-.08 -.17 -.05 -.27
	5 - 8	-.07 .19 .03 -.23	-.16 .08 -.01 -.28
	9 -12	-.10 .17 .13 -.03	-.25 .10 .15 -.16
		Moyenne = .00	Variance = .11

Identification du modèle

Cette série comporte un mouvement saisonnier très prononcé qui gravite autour d'une moyenne relativement stable. C'est ainsi que les autocorrélations aux décalages quatre, huit et douze sont positives et très élevées (saisonnalité) alors que celles aux décalages deux, six et dix sont négatives et également très élevées, ce qui assure l'homogénéité du mouvement saisonnier. D'ailleurs, une différenciation saisonnière réduit la variabilité de la série de manière substantielle. L'examen de la série désaisonnalisée conduit à retenir un autorégressif d'ordre un pour tenir compte des premières autocorrélations et une moyenne mobile d'ordre quatre pour les autocorrélations partielles aux décalages quatre, huit et douze. Ainsi, le modèle identifié est un multiplicatif $(1,0,0)x(0,1,1)_4$:

$$(1-a_1B)\ (1-B^4)Y_t = (1-b_4B^4)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(6.42)}{(1-.5351B)}\ (1-B^4)Y_t = \underset{(4.63)}{(1-.6522B^4)}a_t.$$

$\hat{s}_a = 0.268$

LBQ (12) = 9.2

LBQ (24) = 18.0

Ces résultats ne nous permettent donc pas de rejeter l'hypothèse nulle que la série des résidus constitue un bruit blanc.

Modèle économétrique correspondant

PLHT3 = .3872 + .0552 XQTK3(-2) + 1.7667 JS2 - 1.2564 JS3
(0.660) (3.208) (12.711) (-9.052)

- 1.938 JS4 + .0338 XPHT3(-2) - .0112 RPGT3(-2)
(-13.950) (3.387) (-2.690)

R^2 = .9733 D.W. = 0.95

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PLHT3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	2.63	2.79	2.56	2.69
1981-2	4.34	4.41	-	4.59
1981-3	1.73	1.20	1.60	1.35
1981-4	.87	.42	.92	.93
1982-1	2.58	2.57	3.03	2.73
1982-2	4.15	4.63	4.11	4.47
1982-3	1.92	1.74	1.94	1.40
1982-4	1.02	1.06	1.03	1.00
1983-1	2.81	3.06	3.15	2.74
1983-2	4.56	4.94	5.15	4.46
1983-3	1.80	1.83	1.76	1.81
1983-4	1.50	.90	.99	.95

Série 11: Price of index 100 hogs (PHG1), Edmondton ($/cwt)

100 observations : 1960-1 à 1984-4

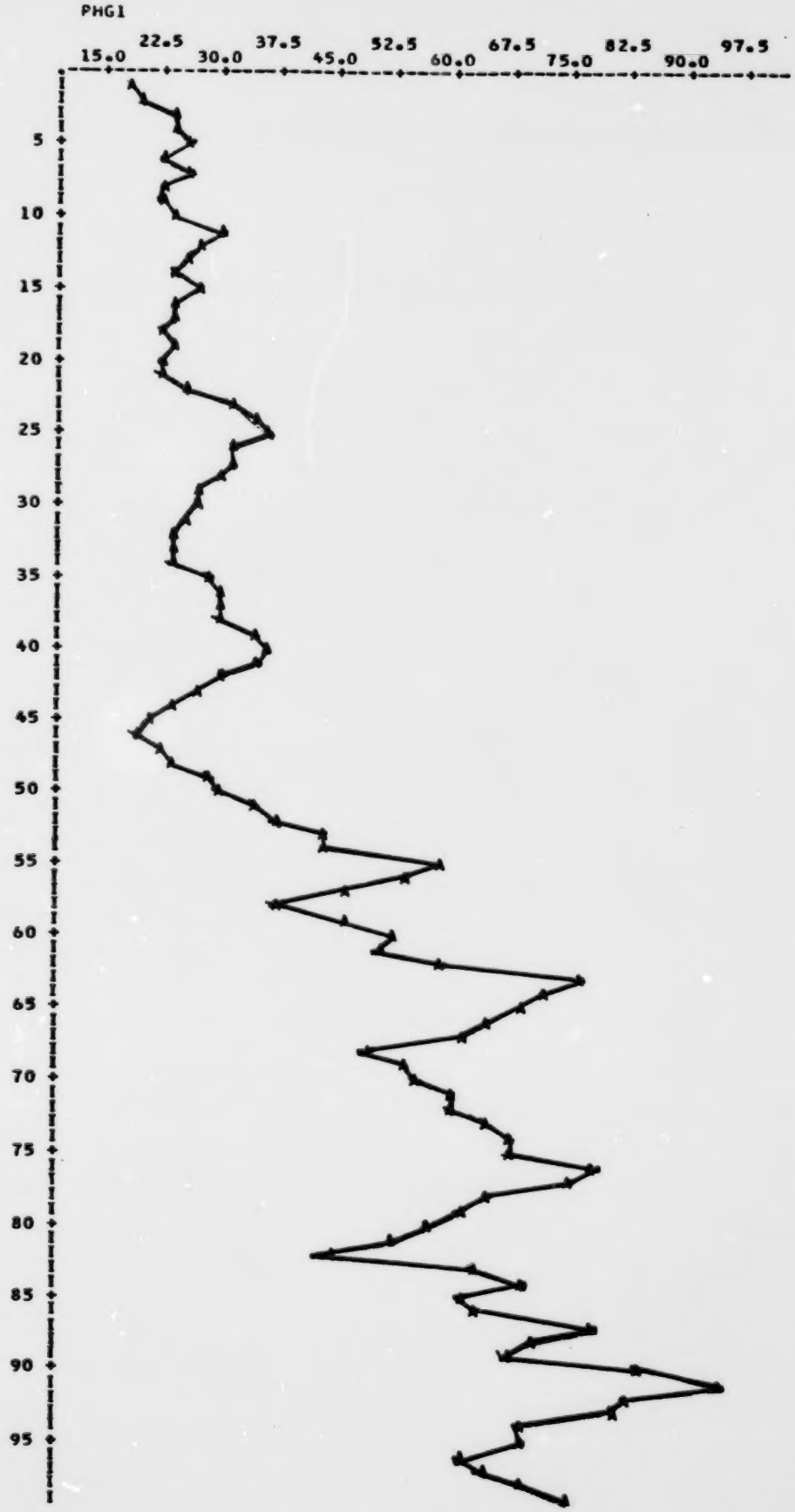
Date de la dernière révision : 12 mai 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1960-1 à 1980-4; 84 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-3 à 1980-4; 42 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1960	18.1035	19.8949	23.7190	23.7611
1961	25.4870	23.1265	24.9722	23.1103
1962	22.4270	24.5933	29.2562	27.3651
1963	26.0829	24.5642	27.4817	24.3181
1964	23.3629	22.8707	24.0299	22.6731
1965	22.7735	25.5486	30.8170	33.9612
1966	36.3314	31.6491	31.6427	29.4537
1967	27.1741	26.3354	25.8497	24.5350
1968	23.4891	23.8324	28.7640	29.5185
1969	29.7733	30.7367	35.0567	35.4367
1970	34.6700	29.5367	27.2467	23.3100
1971	21.6367	19.7333	22.6000	24.4200
1972	27.8067	29.6867	35.2333	37.4367
1973	43.6500	43.7900	59.0933	54.0733
1974	46.4267	36.8967	47.1400	51.8133
1975	51.7000	58.6800	76.8333	72.7467
1976	68.8733	64.0167	60.7900	48.8867
1977	53.3500	55.5933	60.4967	59.3300
1978	64.9733	67.3000	67.6333	77.3867
1979	74.9233	65.0033	62.0133	56.8300
1980	53.2167	45.0200	62.3900	69.5767
1981	61.8200	63.2133	77.2533	70.1233
1982	67.5600	84.6333	93.7500	82.8700
1983	81.5567	68.9467	68.4067	61.4233
1984	64.8033	69.1833	74.2633	67.1530


PHG1
15.0
22.5
30.0
37.5
45.0
52.5
60.0
67.5
75.0
82.5
90.0
97.5
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PHG1)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.93 .85 .80 .75	.93 -.05 .15 -.03
	5 - 8	.70 .67 .66 .64	-.07 .19 .09 -.04
	9 -12	.60 .59 .56 .53	-.07 .14 -.14 .08
		Moyenne = 39.02	Variance = 295.97
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.12 -.03 -.12 .07	.12 -.04 -.12 .10
	5 - 8	-.44 -.24 -.02 .11	-.48 -.15 .01 -.07
	9 -12	-.15 .21 .03 .17	-.16 .13 -.28 .18
		Moyenne = .62	Variance = 27.11
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.78 .38 -.03 -.37	.78 -.58 -.21 -.18
	5 - 8	-.50 -.48 -.30 -.13	.09 -.12 .10 -.32
	9 -12	.03 .21 .31 .34	.25 .14 .00 -.06
		Moyenne = 1.81	Variance = 111.81
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.47 .11 -.19 -.47	.47 -.14 -.24 -.36
	5 - 8	-.44 -.36 -.02 -.02	-.13 -.20 .12 -.41
	9 -12	.01 .18 .19 .14	-.23 -.02 .03 -.24
		Moyenne = .07	Variance = 47.63

Identification du modèle

Cette série est non-stationnaire quant à son niveau et montre une variabilité cyclique irrégulière. Une différenciation régulière est suffisante pour atteindre la plus petite variance. Les fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle d'échantillon de la série des premières différences présentent des autocorrélations significatives aux décalages cinq et six et des autocorrélations partielles élevées aux décalages trois, cinq, six, onze et douze. Cette structure des autocorrélations est compatible avec plusieurs modèles. Le modèle finalement retenu est:

$$(1-a_5B^5)\ (1-B)Y_t = b_0 + (1-b_1B-b_3B^3-b_6B^6)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1+.5101B^5)\ (1-B)Y_t = .9032 + (1+.2135B-.4132B^3-.3893B^6)a_t$$
$$\quad (4.46) \qquad\qquad (3.93) \qquad (2.46)\ \ (3.60)\ \ (3.43)$$

$\hat{s}_a = 4.213$

LBQ (12 - 5) = 9.2

LBQ (24 - 5) = 29.0

L'examen des racines de la partie AR du modèle (u_1) et celles de la partie MA (v_1) confirme que le modèle estimé est stationnaire et inversible. Le polynôme autorégressif indique la présence de ceux harmoniques de périodicité égales à 10 et 3.33 trimestres.

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (5, 6)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	$0.713912 \pm i0.518687$	0.882443	10.00
u_3	-0.882444	0.882444	-
u_4, u_5	$-0.27269 \pm i0.839254$	0.882443	3.33
v_1, v_1	$-0.325046 \pm i0.820385$	0.974014	-
v_3	0.909877	0.909877	-
v_4, v_5	$0.360196 \pm i0.662187$	0.753812	-
v_6	-0.793678	0.793678	-

Modèle économétrique correspondant

$$PHG1 = BPHG1 - .82499 + 1.13084\ JS1 \quad (-.26246)(1.29950)$$

$$+ .11212\ JS2 + .14416\ JS3 + .92906\ PHG2 \quad (.12789)\ (.15836)\ (17.6118)$$

$$- .07415\ NT1PK2 + .06695\ PHG1(-1) \quad (-1.91218)\ (1.25168)$$

$R^2 = .98792$ D.W. = 1.19

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PHG1)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	61.82	65.23	62.79	75.06
1981-2	63.21	63.72	61.54	58.69
1981-3	77.25	77.05	79.39	69.49
1981-4	70.12	69.48	72.24	78.25
1982-1	67.56	69.12	69.13	59.13
1982-2	84.63	84.01	82.07	72.10
1982-3	93.75	92.83	92.55	88.20
1982-4	82.87	83.67	89.88	83.31
1983-1	81.56	82.69	85.88	83.31
1983-2	68.95	70.39	73.57	86.48
1983-3	68.41	66.98	67.30	51.12
1983-4	61.42	60.71	60.95	61.61
1984-1	64.80	65.98	66.14	70.30
1984-2	69.18	70.94	70.25	65.83
1984-3	74.26	77.78	76.63	77.79
1984-4	67.15	70.15	75.01	80.16

Série 12: Price of index 100 hogs (PHG2), Toronto ($/cwt)

100 observations : 1960-1 à 1984-4

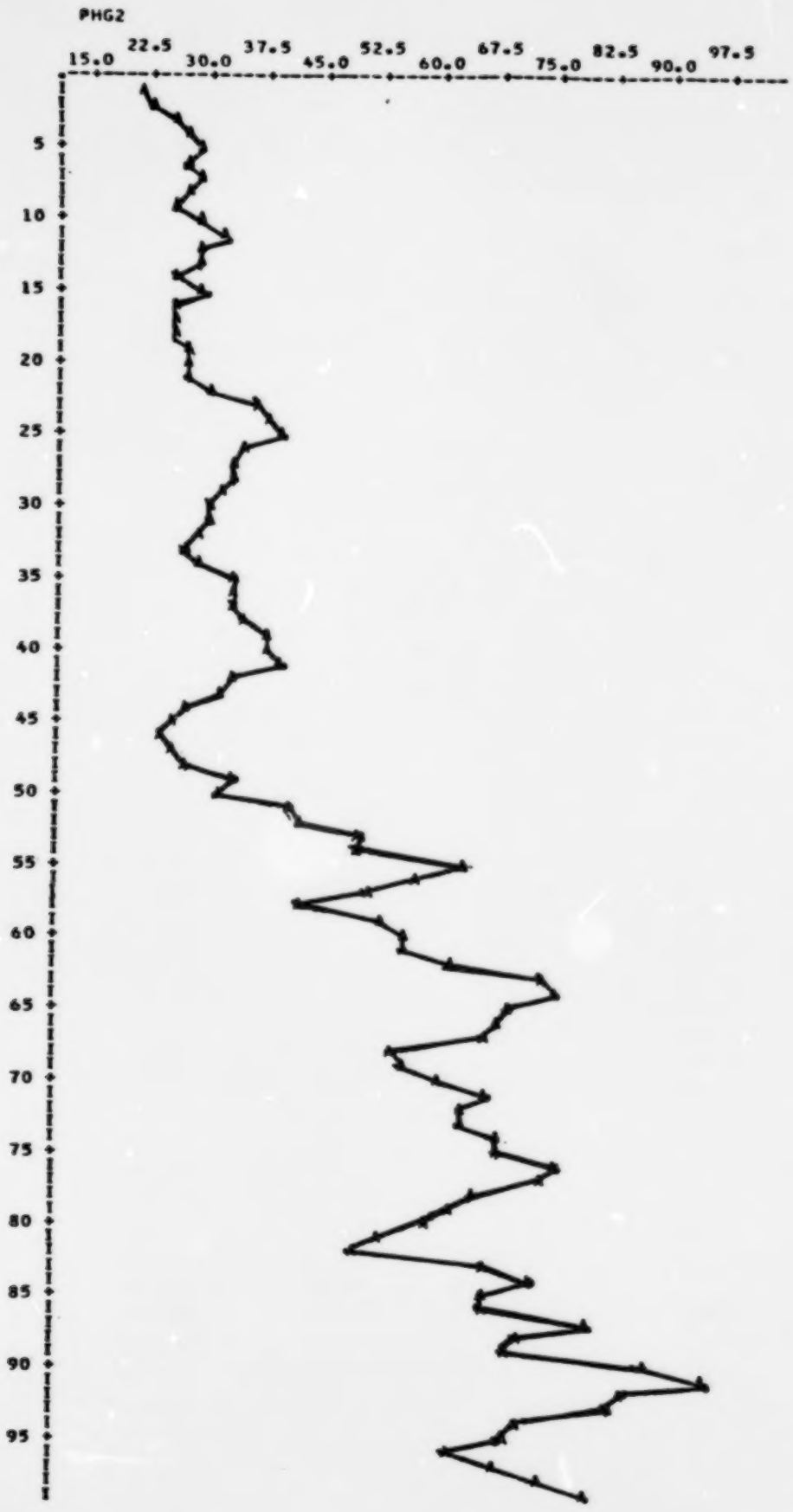
Date de la dernière révision : 5 décembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1960-1 à 1980-4; 84 observations

Période d'estimation (FARM) : 1971-1 à 1980-4; 40 observations

Période de prévision : 1980-4 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1960	21.4556	22.7217	26.1898	26.7693
1961	28.1196	26.5394	28.5373	27.0187
1962	26.0149	27.9253	31.2379	29.2432
1963	29.1876	25.9987	28.3495	25.8303
1964	26.0278	26.1832	27.4429	26.5135
1965	26.8665	30.1823	35.5478	37.2770
1966	39.5177	34.9779	33.3589	32.6173
1967	31.5358	30.7069	29.3954	27.7505
1968	27.4212	27.8671	32.6400	32.3486
1969	33.6133	34.1900	37.1333	37.8100
1970	38.3433	33.4033	30.8533	26.9900
1971	25.6267	23.7433	26.2100	27.5800
1972	33.3167	31.5733	39.9467	41.9667
1973	49.3633	48.9767	63.4933	57.7433
1974	50.7800	42.2467	53.0000	55.1667
1975	55.8167	61.1800	73.8133	75.4833
1976	69.0833	67.5267	66.2600	54.0533
1977	55.0933	59.9433	65.5800	63.2033
1978	62.6167	67.3800	67.2867	74.3633
1979	73.1367	64.9700	61.0500	59.1567
1980	52.9233	49.5533	66.3133	71.9200
1981	65.6033	66.0067	79.7333	70.3867
1982	69.5833	86.8599	95.2366	84.0767
1983	82.5667	71.1433	68.5400	61.8500
1984	66.8167	73.0900	79.8433	71.6670


PHG2
15.0
22.5
30.0
37.5
45.0
52.5
60.0
67.5
75.0
82.5
90.0
97.5
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PHG2)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.93 .86 .81 .78	.93 -.05 .18 .02
	5 - 8	.72 .70 .68 .65	-.11 .20 .02 -.04
	9 -12	.61 .60 .57 .55	-.04 .09 -.08 .06
		Moyenne = 42.00	Variance = 270.98
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.12 -.06 -.15 .12	.12 -.08 -.13 .15
	5 - 8	-.39 -.19 -.02 .10	-.47 -.08 .01 -.12
	9 -12	-.14 .11 .05 .21	-.08 .02 -.16 .23
		Moyenne = .61	Variance = 22.33
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.78 .38 -.02 -.30	.78 -.58 -.12 -.11
	5 - 8	-.43 -.40 -.27 -.16	-.01 -.06 .02 -.28
	9 -12	-.01 .18 .29 .32	.36 .08 -.10 .02
		Moyenne = 1.79	Variance = 86.00
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.46 .07 -.23 -.41	.46 -.17 -.25 -.25
	5 - 8	-.39 -.27 .01 -.11	-.15 -.15 .07 -.48
	9 -12	-.04 .14 .22 .19	-.12 .07 -.01 -.16
		Moyenne = .08	Variance = 36.73

Identification du modèle

Le comportement de cette série est très voisin à celui de PHG1; la procédure d'identification conduit à un modèle similaire:

$$(1-a_4B^5)\,(1-B)Y_t = b_0 + (1-b_1B-b_3B^3)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(4.82)}{(1+.5374B^5)}\;(1-B)Y_t = \underset{(1.75)}{.8340} + \underset{(2.84)\;(2.84)}{(1+.2674B-.3082B^3)}a_t$$

$\hat{s}_a = 4.347$

LBQ (12 - 4) = 16.0

LBQ (24 - 4) = 32.0

Les valeurs calculées de la statistique du LBQ sont élevées. L'examen des racines montre que le modèle estimé est stationnaire et inversible. On peut remarquer que les périodicité estimées sont identiques à celle de PHG1.

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (5, 3)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	$-0.272924 \pm i0.839974$	0.8832	3.33
u_3, u_4	$0.714525 \pm i0.519132$	0.8832	10.00
u_5	-0.883201	0.8832	-
v_1, v_2	$-0.432243 \pm i0.573881$	0.718452	-
v_3	0.597086	0.597086	-

Modèle économétrique correspondant

$$PHG2 = BPHG2 - 27.58660 - 3.13244\ JS1$$
$$(-3.63695)\ (-2.69467)$$

$$- 2.59985\ JS2 - 1.82262\ JS3 + 1.30106\ PHG4$$
$$(-2.25228)\quad (-1.55986)\quad (27.6424)$$

$$- .06976\ (EXHG2 * CWHG2/1000 + NT2PK4)$$
$$(-2.13817)$$

$$+ 32.63010\ ER34$$
$$(4.23279)$$

$R^2 = .97494$ D.W. = 1.17

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PHG2)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	65.60	59.94	63.77	74.16
1981-2	66.01	62.79	63.14	63.50
1981-3	79.73	73.24	79.41	69.73
1981-4	70.39	64.93	73.27	77.72
1982-1	69.58	67.58	71.25	65.67
1982-2	86.86	81.00	83.35	72.35
1982-3	95.24	87.87	94.32	93.09
1982-4	84.08	80.62	90.69	87.75
1983-1	82.57	77.33	86.57	86.67
1983-2	71.14	67.40	74.22	82.41
1983-3	68.54	67.69	68.82	58.07
1983-4	61.85	64.51	61.00	68.21
1984-1	66.82	66.53	68.44	70.64
1984-2	73.09	70.06	73.40	65.69
1984-3	79.84	75.10	81.40	83.28
1984-4	71.67	71.80	76.26	81.77

Série 13: Sales of hogs (SHG1), Western Canada (000)

68 observations : 1968-1 à 1984-4

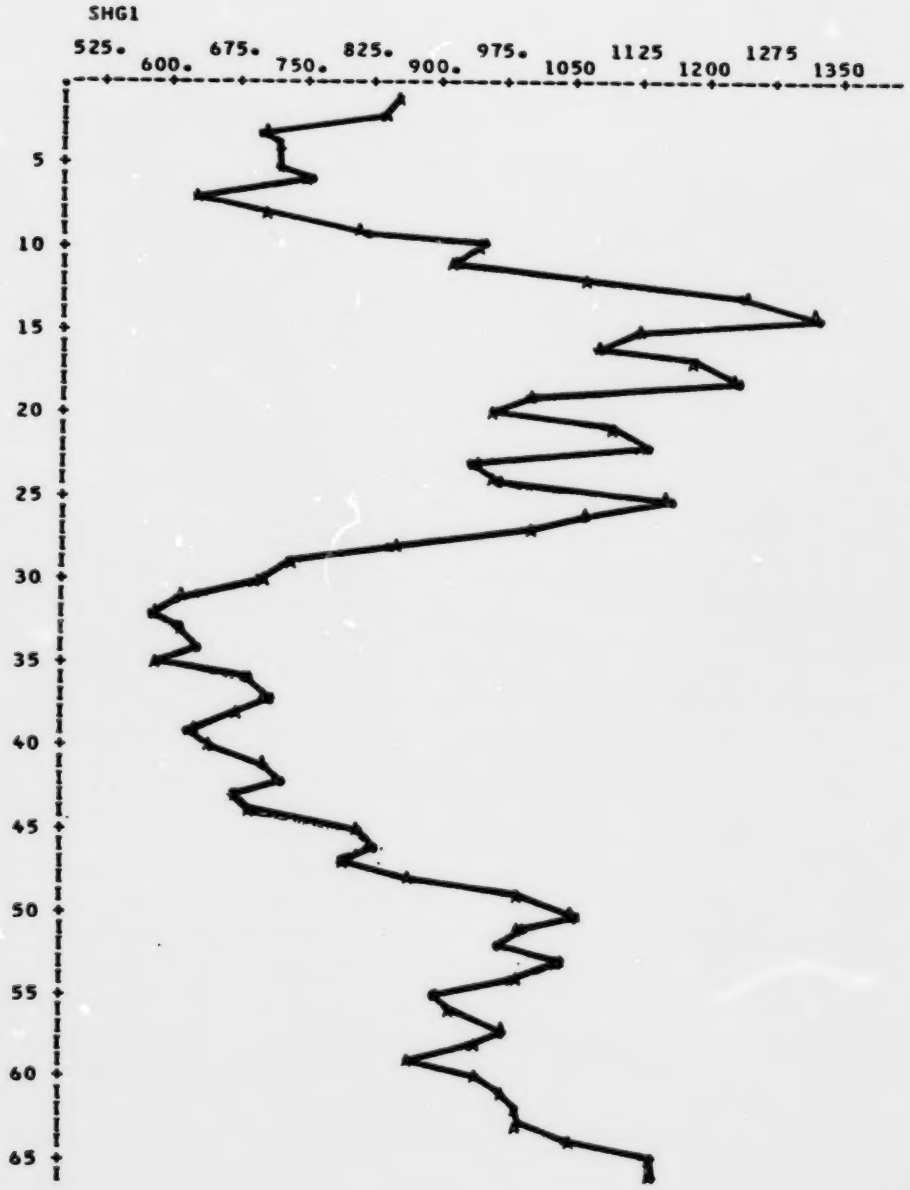
Date de la dernière révision : 5 décembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1968-1 à 1980-4; 52 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-1 à 1980-4; 44 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1968	853.9280	843.1260	703.1890	717.6060
1969	722.8491	756.4910	626.8601	704.7419
1970	813.0210	944.3010	921.7991	1061.3301
1971	1249.9800	1327.2100	1131.5500	1085.9700
1972	1184.4199	1225.5400	1002.7900	958.1030
1973	1093.8799	1126.7000	952.1140	960.6460
1974	1156.8601	1062.7500	998.4470	861.2871
1975	730.6350	706.9490	618.5349	584.8740
1976	621.7290	637.0540	586.0930	685.7170
1977	702.9089	673.1650	636.5969	640.4561
1978	705.6870	719.6121	680.0840	695.1150
1979	816.5840	818.9929	795.7690	874.9661
1980	986.4331	1045.6299	985.2561	974.0601
1981	1038.0300	997.3430	900.8640	919.1050
1982	979.6731	946.7710	876.7920	950.5540
1983	974.4170	985.0459	992.9910	1055.1001
1984	1141.3899	1146.8899	1144.9399	1242.4399


SHG1
525.
600.
675.
750.
825.
900.
975.
1050
1125
1200
1275
1350
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(SHG1)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.88 .74 .67 .59	.88 -.20 .29 -.21
	5 - 8	.40 .22 .15 .11	-.48 .12 .13 .10
	9 -12	.00 -.11 -.13 -.16	-.16 -.14 .01 -.19
		Moyenne = 864.81	Variance = 39,144.74
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.13 -.35 .05 .52	.13 -.38 .20 .41
	5 - 8	-.06 -.46 -.14 .35	-.24 -.22 -.20 .12
	9 -12	.02 -.38 -.02 .37	.07 -.06 .13 .00
		Moyenne = 2.36	Variance = 8.972.08
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.86 .65 .40 .12	.86 -.36 -.21 -.30
	5 - 8	-.06 -.16 -.20 -.15	.27 .04 -.04 .09
	9 -12	-.04 .04 .11 .12	.15 -.19 .01 -.17
		Moyenne = 18,20	Variance = 32,191.42
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.28 .12 .16 -.34	.28 .04 .13 -.46
	5 - 8	-.27 -.17 -.34 -.17	-.09 -.06 -.14 -.16
	9 -12	.11 -.04 .19 .26	.15 -.14 .11 -.03
		Moyenne = 4.90	Variance = 8,533.04

Identification du modèle

Cette série est non-homogène quant à son niveau et possède une variabilité cyclique irrégulière. Une différenciation régulière semble suffisante pour stabiliser sa variance. Les autocorrélations partielles aux décalages quatre et six et les autocorrélations aux décalages quatre, six, huit, dix et douze sont élevées et compatibles avec le modèle suivant:

$$(1-a_4B^4-a_6B^6)\ (1-B)Y_t = a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1-.4155B^4+.3307B^6)\ (1-B)Y_t = a_t$$
$$\quad\ (3.34)\quad (2.67)$$

$\hat{s}_a = 76.929$

LBQ (12 - 2) = 11.0

LBQ (24 - 2) = 27.0

Cependant, l'examen des résidus révèlent trois valeurs excessives, soient les résidus #3, #15 et #29. De plus, la prise en charge de ces résidus par des interventions ponctuelles révèle un terme MA d'ordre trois. Le modèle estimé finalement retenu dans les analyses de prévision est:

$$(1-.3505B^4+.4716B^6)\ (Y_t+90.12I_{1t}) = (1+.2773B^3)\frac{a_t}{1-B}$$
$$\quad (2.86)\quad (3.77)\qquad (3.64)\qquad\qquad (1.85)$$

où I_{1t} = 1 pour les observations 1968-7, 1971-3 et 1975-1,

= 0 autrement.

$s_a = 70.378$

LBQ (12 - 2) = 5.2

LBQ (24 - 2) = 23.0

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (6, 3)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	-0.767057 ± i0.353406	0.844554	2.32
u_3, u_4	0.767057 ± i0.353406	0.844554	14.60
u_5, u_6	±0.962787	0.962789	-
v_1, v_2	0.326052 ± 0564738	0.652104	-
v_3	-0.652104	0.652104	-

Les composantes harmoniques de ce modèle ont une périodicité de 14.60 trimestres (3.65 années) et 2.32 trimestres. La valeur de 3.65 années est compatibles avec d'autres études sur le même sujet.

Modèle économétrique correspondant

$$SHG1 = BSHG1 - 54.96460 + 67.15910\ JS1$$
$$(-1.32519)\quad (2.97668)$$
$$+ 59.67150\ JS2 - 32.54820\ JS3 + .19840\ IHG1(-1)$$
$$(2.53673)\quad (-1.33367)\quad (6.50152)$$
$$+ .39411\ SHG1(-1)$$
$$(4.27964)$$

$R^2 = .94168$ D.W. = 1.67

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(SHG1)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	1038.03	992.87		1040.30
1981-2	997.34	997.13		1017.90
1981-3	900.86	873.97		908.83
1981-4	919.11	888.53		867.72
1982-1	979.67	958.72		963.86
1982-2	946.77	953.27		968.52
1982-3	876.79	836.18		896.97
1982-4	950.55	869.92		906.61
1983-1	974.42	971.51		1011.39
1983-2	985.05	977.19		948.68
1983-3	992.99	901.07	902.30	944.40
1983-4	1055.10	983.97	980.80	1023.39
1984-1	1141.39	1095.64	1087.40	1105.65
1984-2	1146.89	1122.56	1100.10	1124.16
1984-3	1144.94	1046.99	1082.90	1147.73
1984-4	1242.44	1104.56	1157.00	1171.76

Série 14: Sales of hogs (SHG21), Ontario

68 observations : 1968-1 à 1984-4

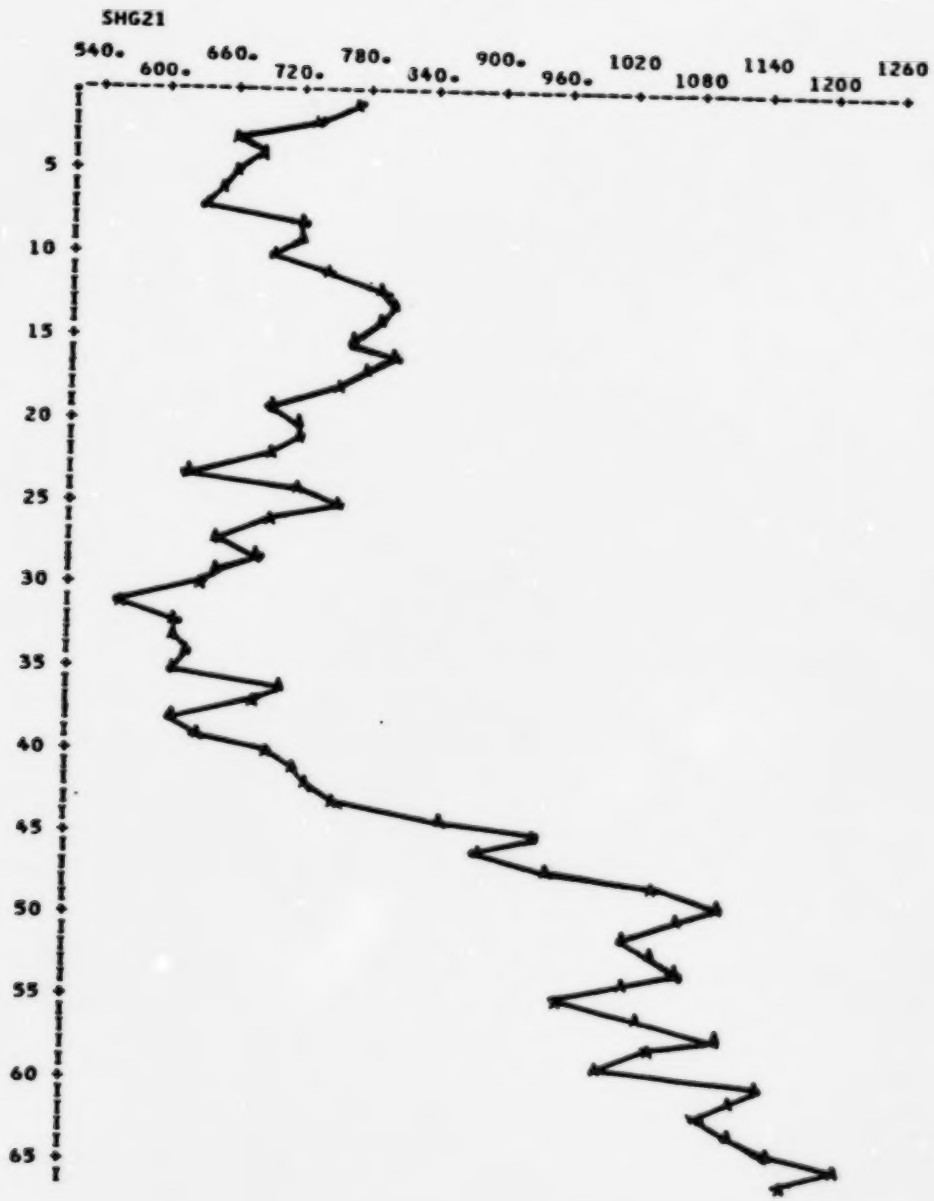
Date de la dernière révision : 5 décembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1968-1 à 1980-4; 52 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-2 à 1980-4; 42 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1968	772.1880	727.9180	660.8760	688.9070
1969	660.3030	643.7319	631.9099	725.2649
1970	725.1780	699.4670	739.2480	794.8479
1971	799.3569	795.0381	772.5200	805.9590
1972	776.8369	758.8621	693.4551	721.1499
1973	723.5769	696.6541	624.3799	719.6289
1974	761.5310	698.8921	645.4839	680.2749
1975	650.2991	634.7451	565.9839	613.0820
1976	617.2490	627.6479	617.7529	705.7019
1977	689.7581	614.0901	639.1431	699.0029
1978	717.9619	731.9441	761.4319	851.7100
1979	935.0349	888.3569	944.6411	1041.2000
1980	1102.4800	1065.0500	1016.4500	1038.3501
1981	1066.7100	1021.5300	961.2900	1035.5000
1982	1099.7600	1040.4800	998.5239	1134.1101
1983	1119.8401	1090.7900	1117.6899	1156.9800
1984	1217.5300	1158.8601	1090.2100	1157.5200


SHG21
540.
600.
660.
720.
780.
340.
900.
960.
1020
1080
1140
1200
1260
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(SHG21)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.88 .75 .65 .53	.88 -.07 .03 -.16
	5 - 8	.35 .21 .13 .04	-.32 .03 .15 -.04
	9 -12	-.07 -.14 -.17 -.18	-.16 -.05 .04 .12
		Moyenne = 748.32	Variance = 16,349.12
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.06 -.28 .03 .53	.06 -.28 .08 .49
	5 - 8	-.05 -.31 -.10 .38	-.14 -.12 -.17 .14
	9 -12	-.04 -.27 -.09 .38	.14 -.02 -.03 .14
		Moyenne = 5.21	Variance = 2,384.11
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.84 .66 .50 .30	.84 -.15 -.05 -.24
	5 - 8	.20 .11 .05 .05	.22 -.09 .03 .03
	9 -12	.06 .07 .08 .05	.11 -.06 -.03 -.10
		Moyenne = 28.59	Variance = 7,582.06
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.13 .05 .23 -.32	.13 .03 .22 -.41
	5 - 8	-.10 .00 -.26 -.09	.01 -.03 -.10 -.17
	9 -12	.04 -.07 .07 .08	.07 -.01 .01 -.07
		Moyenne = 2.32	Variance = 2,040.87

Identification du modèle

Cette série est non-stationnaire et requiert une différenciation régulière. La variabilité de la série est grandement stabilisée par cette procédure. La série des valeurs des différences premières peut être adéquatement décrite par un modèle du type $(0,1,0)x(1,0,0)_4$, c'est-à-dire:

$$(1-a_4B^4)\ (1-B)Y_t = a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1-.5718B^4)\ (1-B)Y_t = a_t$$
$$(5.07)$$

$\hat{s}_a = 40.229$

LBQ (12 - 1) = 9.5

LBQ (24 - 1) = 18.0

Modèle économétrique correspondant

SHG21 = BSHG21 + 240.63800 - 46.75380 JS1 - 83.8576 JS2
(2.64793) (-3.14299) (-5.70714)

- 76,786 JS3 + 0,37842 (PHG2(-4) + PHG2(-4) - PHG2(-5))
(-5,30596) (0,63341)

+ SUM (I = - 8 + 0 - 5 : XFPAY3(I))) - 0.53473 (0.2WPHGS21(-4)
(-2.27062)

+ 0.8FPC02(-4)) - 4,30418 (RPRIME3(-4) - (CPI3(-4)
(-1.02185)

/ CPI3 (-8) - 1) 100) - 9.43829 XMSQ21(-4)
(-2.49195)

+ 1.01603 SHG21(-1)
(19.11300)

$R^2 = 0.95324$ D.W. = 2.33

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(SHG21)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	1066.71	1036.80		1073.40
1981-2	1021.53	1030.09		1046.90
1981-3	961.29	1000.08		992.01
1981-4	1035.50	997.81		974.57
1982-1	1099.76	1008.20		1052.44
1982-2	1040.48	1039.39		1073.21
1982-3	998.52	992.22		1001.36
1982-4	1134.11	1043.10		1046.15
1983-1	1119.84	1142.70		1177.66
1983-2	1090.79	1094.08		1082.50
1983-3	1117.69	1080.45	1067.90	1062.66
1983-4	1156.98	1192.60	1170.80	1204.51
1984-1	1217.53	1176.69	1179.60	1148.51
1984-2	1158.86	1173.10	1193.30	1201.12
1984-3	1090.21	1108.36	1107.50	1175.50
1984-4	1157.52	1109.03	1143.00	1113.51

Série 15: Sales of hogs (SHG22), Québec

68 observations : 1968-1 à 1984-4

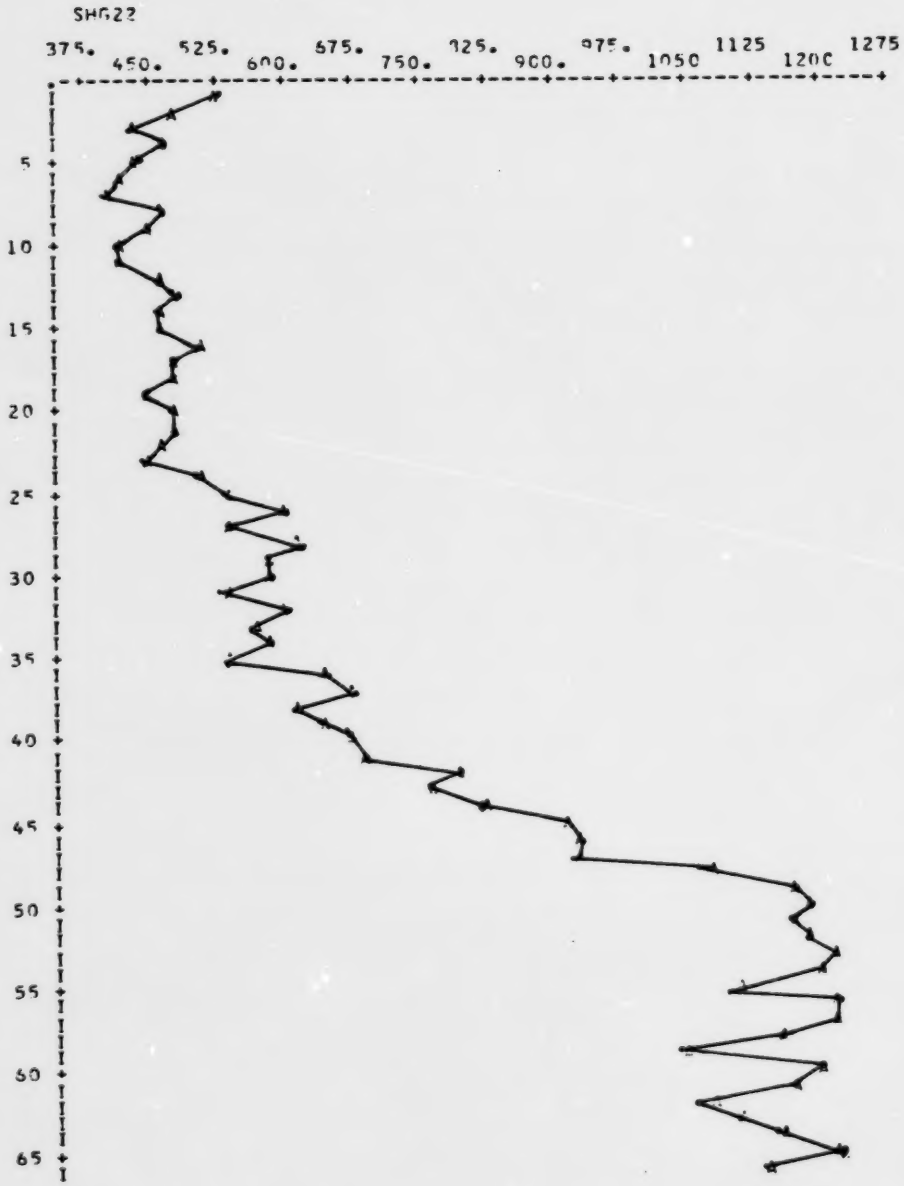
Date de la dernière révision : 5 décembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1968-1 à 1980-4; 52 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-4 à 1980-4; 36 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1968	524.4741	475.4460	427.6860	469.1899
1969	436.5049	414.0969	408.0959	459.2900
1970	444.0850	418.5349	421.8589	464.9709
1971	477.6331	471.9021	471.0640	509.5229
1972	480.7749	476.3479	442.6670	481.7800
1973	482.7839	470.7910	448.2610	510.1289
1974	544.3960	596.9150	535.4341	613.7700
1975	589.0759	586.5190	538.0869	593.8501
1976	571.7151	582.5071	540.2561	646.4919
1977	669.3650	615.9209	650.4561	673.3979
1978	693.9519	789.3201	759.2500	826.9819
1979	920.4871	923.7170	931.0420	1074.6299
1980	1174.8201	1181.3401	1166.3101	1178.4600
1981	1209.7600	1195.7700	1116.9800	1218.4700
1982	1208.5100	1159.9199	1057.0100	1197.8999
1983	1167.8301	1082.4900	1113.2000	1157.0601
1984	1216.1001	1133.3799	1113.9800	1218.7800


SHG22
375.
450.
525.
600.
675.
750.
825.
900.
975.
1050
1125
1200
1275
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(SHG22)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.91 .82 .73 .63	.91 -.04 -.09 -.07
	5 - 8	.53 .47 .40 .33	-.06 .13 -.07 -.03
	9 -12	.27 .23 .18 .15	-.05 .04 -.04 .11
		Moyenne = 620.29	Variance = 48,564.46
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.07 -.04 .06 .40	-.07 -.05 .05 .41
	5 - 8	-.09 .04 -.15 .37	-.02 .07 -.25 .25
	9 -12	-.08 -.10 -.14 .33	-.05 -.09 -.11 .12
		Moyenne = 12.82	Variance = 2,165.90
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.81 .67 .57 .36	.81 .06 .04 -.34
	5 - 8	-.33 .28 .16 .12	.33 -.06 -.14 -.07
	9 -12	.08 .06 .10 .09	.14 .10 .02 -.13
		Moyenne = 58.42	Variance = 7,444.06
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.21 -.08 .34 -.51	-.21 -.13 .31 -.46
	5 - 8	.05 .25 -.32 .07	-.05 .15 -.04 -.26
	9 -12	-.01 -.24 .22 .00	-.18 .01 .12 -.11
		Moyenne = 4.08	Variance = 2,411.70

Identification du modèle

Cette série est non-stationnaire dans son niveau. La série composée des différences premières semble être stationnaire; de fait, elle atteint à cette étape de différenciation la variabilité minimale. L'allure des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle d'échantillon suggère le modèle suivant:

$$(1-a_4B^4-a_8B^8)\ (1-B)Y_t = a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$(1-.3228B^4-.4204B^8)\ (1-B)Y_t = a_t$$
$$(2.26)\quad (2.55)$$

$\hat{s}_a = 41.6787$

LBQ (12 - 2) = 8.5

LBQ (24 - 2) = 12.0

Modèle économétrique correspondant

SHG22 = BSHG22 + 304.716 - 30.6535 JS1 - 46.7758 JS2
(2.95318) (-.87468) (-3.08800)

- 81,9573 JS3 + 1,27004 (PHG2(-4) + SUM (I = -8 TO -05 :
(-5.42528) (2.649)

XPAY3(I))) + 0.02097 (WPHGS22(-4) - ((FPCO2(-4)
(0.05938)

+ OPBA3(-4))/2 * 0.5 + PSM2(-4) * 0.5)) + 4.38296
(1.47389)

XPLO22(-4) - 9.21194 (XMSQ22(-6) + 0.79153
(-2.3664) + (6.38527)

SHG22(-1)

$R^2 = 0.98261$ D.W. 2.71

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(SHG22)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	1209.76	1199,50		1250.11
1981-2	1195.77	1162.72		1212.98
1981-3	1116.98	1137.41		1194.14
1981-4	1218.47	1164.45		1174.54
1982-1	1208.51	1200.85		1272.06
1982-2	1159.92	1147.51		1206.81
1982-3	1057.01	1091.57		1129.38
1982-4	1197.90	1080.42		1098.37
1983-1	1167.83	1160.32		1203.63
1983-2	1082.49	1124.30		1141.01
1983-3	1113.20	1032.49	1067.90	1006.93
1983-4	1157.06	1124.59	1177.80	1201.25
1984-1	1216.10	1155.12	1194.60	1142.63
1984-2	1133.38	1187.28	1131.30	1171.09
1984-3	1113.98	1083.08	1113.30	1117.28
1984-4	1218.78	1141.27	1144.00	1169.13

Série 16: Sales of hogs (SHG27), Atlantic

68 observations : 1968-1 à 1984-4

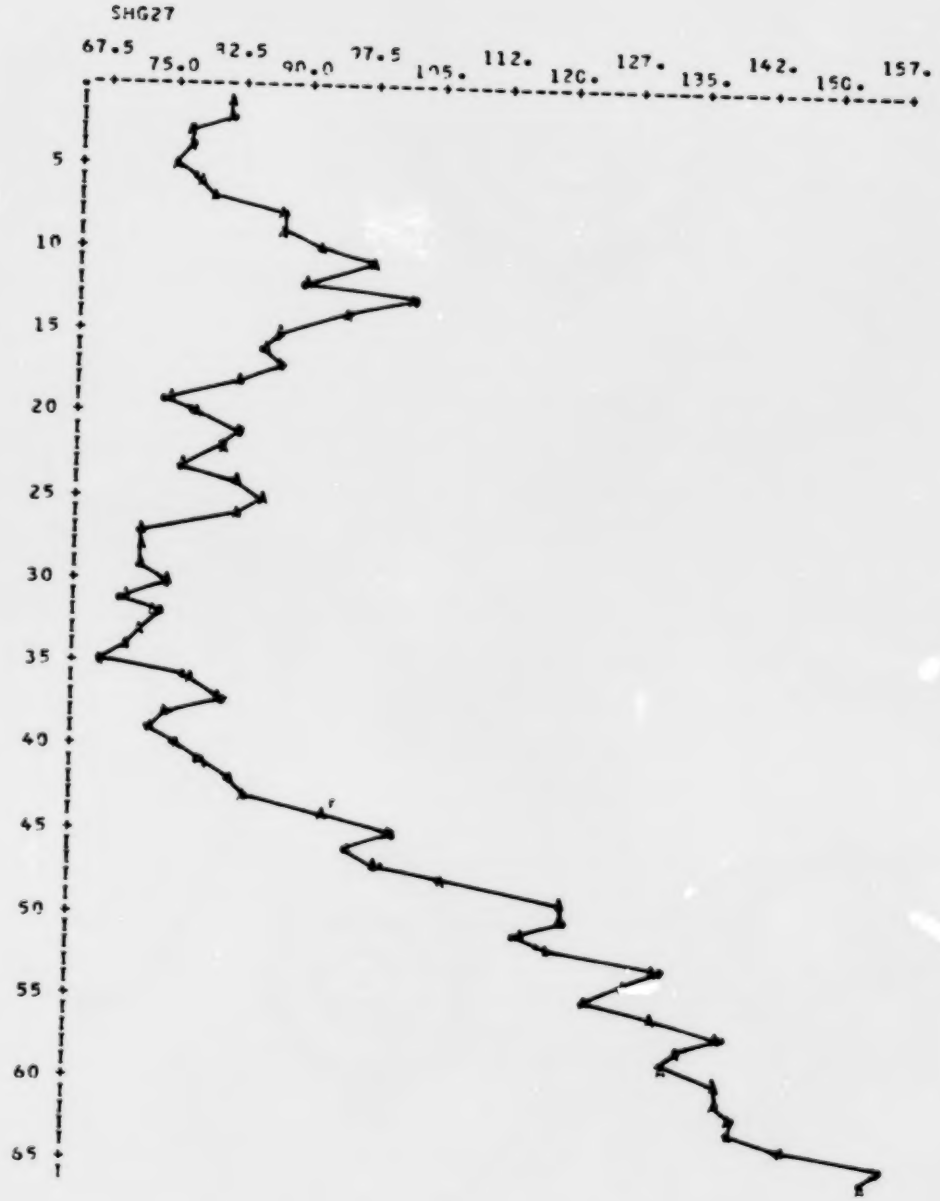
Date de la dernière révision : 5 décembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1968-1 à 1980-4; 52 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-3 à 1980-4; 41 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1968	772.1880	727.9180	660.8760	688.9070
1969	660.3030	643.7319	631.9099	725.2649
1970	725.1780	699.4670	739.2480	794.8479
1971	799.3569	795.0381	772.5200	805.9590
1972	776.8369	758.8621	693.4551	721.1499
1973	723.5769	696.6541	624.3799	719.6289
1974	761.5310	698.8921	645.4839	680.2749
1975	650.2991	634.7451	565.9839	613.0820
1976	617.2490	627.6479	617.7529	705.7019
1977	689.7581	614.0901	639.1431	699.0029
1978	717.9619	731.9441	761.4319	851.7100
1979	935.0349	888.3569	944.6411	1041.2000
1980	1102.4800	1065.0500	1016.4500	1038.3501
1981	1066.7100	1021.5300	961.2900	1035.5000
1982	1099.7600	1040.4800	998.5239	1134.1101
1983	1119.8401	1090.7900	1117.6899	1156.9800
1984	1217.5300	1158.8601	1090.2100	1157.5200


SHG27
67.5
75.0
82.5
90.0
97.5
105.
112.
120.
127.
135.
142.
150.
157.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(SHG27)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.86 .71 .59 .44	.86 -.07 -.03 -.13
	5 - 8	.30 .18 .11 .01	-.09 -.04 .07 -.14
	9 -12	-.09 -.14 -.14 -.15	-.12 .03 .15 -.05
		Moyenne = 85.07	Variance = 173.61
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.02 -.20 .05 .31	.02 -.20 .05 .28
	5 - 8	.04 -.23 .03 .20	.05 -.15 .02 .08
	9 -12	-.06 -.30 .11 .27	-.07 -.20 .11 .16
		Moyenne = 0.73	Variance = 27.86
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.80 .62 .43 .24	.80 -.06 -.12 -.16
	5 - 8	.20 .14 .06 -.01	.30 -.13 -.12 -.10
	9 -12	-.01 .05 .12 .18	.31 .10 -.01 -.10
		Moyenne = 3.31	Variance = 98,51
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.07 .01 .08 -.39	-.07 .01 .08 -.39
	5 - 8	.10 .04 -.14 -.09	.06 .06 -.10 -.32
	9 -12	-.22 -.10 .12 .15	-.22 -.09 .05 .05
		Moyenne = 0.40	Variance = 36.43

Identification du modèle

Une première différenciation réduit la variabilité de la série à son minimum. Il n'est donc pas nécessaire de différencier davantage la série. Pour la série des différences premières, seule l'autocorrélation partielle de décalage quatre est significativement différente de zéro ce qui suggère le modèle saisonnier $(0,1,0)x(1,0,0)_4$. Ce modèle est compatible avec le comportement des autocorrélations aux premiers décalages saisonniers.

$$(1-a_4B^4)(1-B)Y_t = a_t$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(2.65)}{(1-.3875B^4)}\ (1-B)Y_t = a_t$$

$\hat{s}_a = 5.149$

LBQ (12 - 1) = 9.7

LBQ (24 - 1) = 23.0

Modèle économétrique correspondant

```
SHG27 = BSHG27 + 19.25010 + 4.45133 JS1 - 3.28890 JS2
                (1.76734) (2.23115)    (-1.75759)

        - 3.45869 JS3 + 0.03280 (DEL (1 : PHG2(-4))
          (-1.818)     (0.66985)

        + DEL (2 : PHG2 (-4)) + SUM (I = -8 TO -5 : XFPAY3(I)))

        - 0.05565 (WPHGS27(-4) * 0.2 + 0.8 * FPC02(-4))
          (-2.000)

        + (IF YEARQ GE 19733 then 141.44500 * IM27C021(-3)
                                  (1.75727)

        ELSE 0) + (IF YEARQ LE 19783 then

        - 3.43694 XMSQ27(-6) ELSE 0) + 0.89729 SHG27(-1)
         (-2.02969)                    (10.07260)
```

R^2 = 0.93733 D.W. = 2.41

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(SHG27)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	130.78	123.18		123.96
1981-2	127.32	127.79		130.26
1981-3	122.47	125.36		125.94
1981-4	131.14	124.07		123.51
1982-1	138.11	132.88		137.11
1982-2	134.00	132.62		136.41
1982-3	131.46	131.76		131.60
1982-4	138.02	137.03		135.76
1983-1	138.08	141.72		141.56
1983-2	140.16	137.59		136.05
1983-3	139.25	139.18	139.10	138.92
1983-4	144.89	142.61	143.60	142.42
1984-1	156.49	147.74	149.51	144.92
1984-2	154.51	150.70	152.60	157.41
1984-3	151.11	147.50	148.80	154.07
1984-4	156.51	148.04	150.30	153.88

Série 17: Per capita disappearance of pork (PCDPK3), Canada (1b)

68 observations : 1968-1 à 1984-4

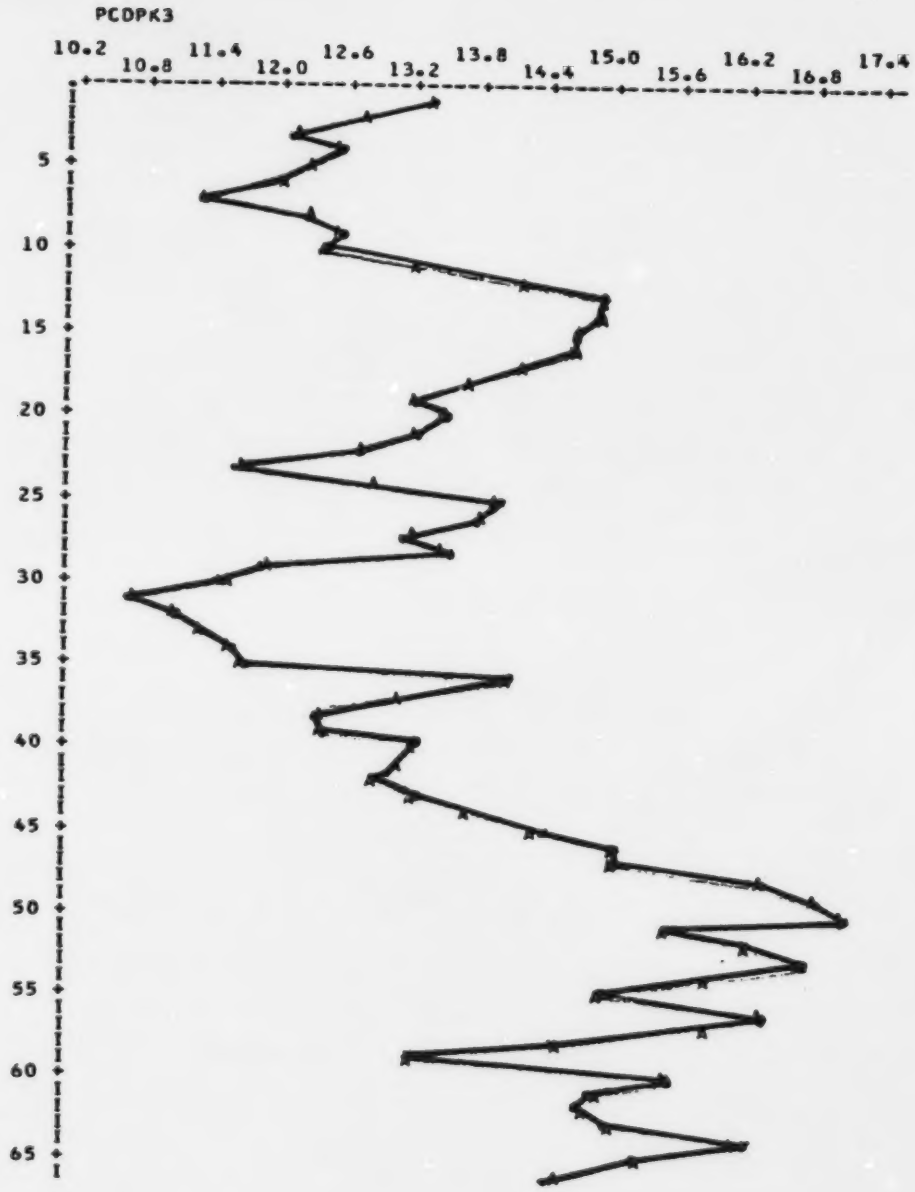
Date de la dernière révision : 5 décembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1968-1 à 1980-4; 52 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-1 à 1980-4; 44 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1968	13.2663	12.7280	12.0854	12.4888
1969	12.2354	11.9747	11.2979	12.2808
1970	12.4256	12.3222	13.2028	14.1607
1971	14.9327	14.8290	14.6553	14.5852
1972	14.1306	13.7168	13.1532	13.4866
1973	13.2246	12.7041	11.6273	12.8234
1974	13.8854	13.8176	13.2248	13.3989
1975	11.9324	11.5182	10.7256	11.0766
1976	11.2438	11.5642	11.6615	14.0858
1977	13.0862	12.3322	12.3811	13.2430
1978	13.1172	12.7812	13.2252	13.7158
1979	14.2391	14.9972	15.0494	16.2841
1980	16.7699	16.9838	15.4580	16.2417
1981	16.6725	15.8840	14.9153	16.2623
1982	15.8319	14.5515	13.1640	15.5257
1983	14.8931	14.8111	15.0567	16.0579
1984	15.2560	14.5130	14.1230	15.1420


PCDPK3
10.2
10.8
11.4
12.0
12.6
13.2
13.8
14.4
15.0
15.6
16.2
16.8
17.4
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PCDPK3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.84 .68 .50 .35	.84 -.05 -.19 -.04
	5 - 8	.14 .03 -.04 -.05	-.26 .12 .09 .07
	9 -12	-.09 -.12 -.12 -.12	-.13 -.11 .03 -.02
		Moyenne = 13.31	Variance = 2.16
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.03 -.06 -.08 .23	.03 -.06 -.08 .23
	5 - 8	-.22 -.19 -.15 .16	-.26 -.16 -.13 .08
	9 -12	-.03 -.03 -.05 .32	.03 -.02 -.05 .21
		Moyenne = .06	Variance = .55
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.80 .49 .15 -.17	.80 -.41 -.24 -.22
	5 - 8	-.31 -.33 -.25 -.11	.24 -.05 .02 -.04
	9 -12	.07 .20 .29 .28	.24 -.03 .09 -.17
		Moyenne = .31	Variance = 2.09
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.29 .09 -.03 -.46	.29 .00 -.06 -.47
	5 - 8	-.31 -.20 -.15 -.08	-.09 -.06 -.09 -.30
	9 -12	.10 .09 .21 .19	-.01 -.08 .12 -.12
		Moyenne = .02	Variance = .83

Identification du modèle

Cette série n'est pas stationnaire et présente une variabilité cyclique irrégulière. La stationnarité est atteinte après une différenciation régulière. La série des différences premières se comporte comme un processus autorégressif avec les termes suivants:

$$(1-a_4B^4-a_5B^5)\ (1-B)Y_t = a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(2.03)}{(1-.2912B^4}\underset{(1.98)}{+.2936B^5)}\ (1-B)Y_t = a_t$$

$\hat{s}_a = .7262$

LBQ (12 - 2) = 6.9

LBQ (24 - 2) = 21.0

Le calcul des racines indique bien que le modèle estimé est stationnaire; de plus, il présente deux harmoniques de périodicités égales à 12.74 (3.2 années) et 3.6 trimestres.

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (5, 0)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	-0.603543 ± 10.324392	0.685196	12.74
u_3, u_4	-0.159539 ± 10.823873	0.839177	3.57
u_5	-0.888009	0.888001	-

Modèle économétrique correspondant

$$PCDPK3 = BPCDPK3 + \underset{(28.26850)}{16.60330} - \underset{(-.79654)}{0.10986}\ JS1$$

$$- \underset{(-7.25915)}{1.00358}\ JS2 - \underset{(-8.57145)}{1.21995}\ JS3 - \underset{(-19.17130)}{8.91188}$$

$$RDPK3/CPI3 + \underset{(9.59129)}{2.94683} RPLBF3/CPI3$$

$$+ \underset{(10.6667)}{.22160}\ PCDY3/CPI3 + \underset{(5.29965)}{.13548}$$

$$(RFC3 - (CPI3/CPI3(-4) - 1)\ 100)$$

$R^2 = .96344$ D.W. = 2.06

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PCDPK3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	16.67	16.12	17.50	16.02
1981-2	15.88	16.22	17.08	16.62
1981-3	14.91	16.15	15.50	15.38
1981-4	16.26	16.17	16.80	15.60
1982-1	15.83	15.75	16.00	16.16
1982-2	14.55	14.90	15.40	15.43
1982-3	13.16	14.20	14.70	14.47
1982-4	15.53	14.41	14.49	13.98
1983-1	14.89	14.32	14.10	14.85
1983-2	14.81	14.73	15.30	14.45
1983-3	15.06	15.21	15.19	14.64
1983-4	16.06	16.11	16.19	16.60
1984-1	15.26	15.73	15.59	14.98
1984-2	14.51	15.66	15.30	15.43
1984-3	14.12	15.30	14.10	14.64
1984-4	15.14	15.94	15.50	14.44

Série 18: CPI for pork (RPPK3), Canada (1981 = 100)

144 observations : 1949-1 à 1984-4

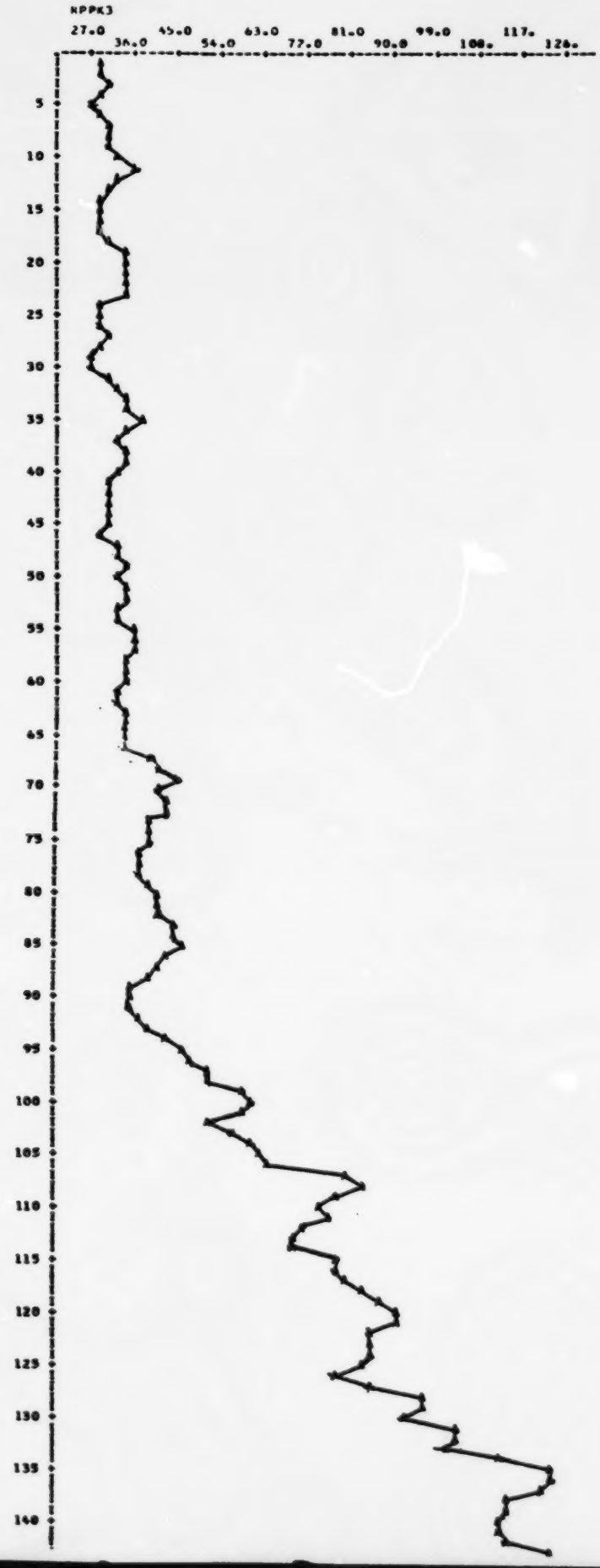
Date de la dernière révision : 26 novembre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1949-1 à 1980-4; 128 observations

Période d'estimation (FARM) : 1971-1 à 1980-4; 39 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1949	29.6666	29.4666	30.7666	29.1666
1950	27.5000	29.0667	30.6666	29.8000
1951	30.7666	32.3667	35.7000	32.7000
1952	29.8333	28.1333	28.4666	28.2666
1953	28.4333	30.1333	33.4666	34.1333
1954	33.9000	35.0666	33.6000	29.4333
1955	28.7666	28.0333	30.1666	29.2333
1956	27.0667	27.0333	30.1000	32.8666
1957	33.3000	33.8666	37.4666	33.6333
1958	32.8000	34.1666	34.8666	32.0333
1959	31.2000	30.8667	31.1000	30.9000
1960	29.7333	28.6666	31.5333	32.8000
1961	33.9666	32.6000	33.6333	33.6000
1962	32.5333	32.7333	36.5666	36.1666
1963	35.4666	33.6666	35.0666	33.9000
1964	32.9666	33.1666	34.6666	34.3666
1965	34.2333	34.7333	39.8666	41.8000
1966	45.7666	42.1666	43.7333	42.5333
1967	40.0000	39.1666	39.7666	38.6666
1968	37.7000	37.0333	39.6666	41.9000
1969	42.2666	42.1333	44.7666	45.6666
1970	46.2333	43.8333	41.9666	39.3000
1971	36.6333	35.8666	36.6666	37.5000
1972	40.4333	42.4000	46.2333	48.0333
1973	51.5000	52.7333	59.7666	61.2666
1974	58.6333	52.1000	56.8666	61.1666
1975	62.7333	65.5333	81.0000	83.8333
1976	79.4333	76.2000	77.7666	71.7666
1977	70.2666	70.9333	78.4666	79.2333
1978	81.8666	83.8333	87.8333	91.4666
1979	91.0333	86.9333	86.3333	86.0666
1980	83.7000	79.5000	87.2000	97.2999
1981	97.9999	94.0666	104.0000	103.9000
1982	103.4330	113.3000	125.0000	123.8670
1983	122.7670	115.7670	115.5670	112.9670
1984	113.6330	115.2330	124.0670	123.0670


RPPK3
27.0
36.0
45.0
54.0
63.0
72.0
81.0
90.0
99.0
108.
117.
126.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95
100
105
110
115
120
125
130
135
140

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(RPPK3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.96 .92 .89 .85	.96 .04 .11 -.05
	5 - 8	.81 .78 .76 .73	-.09 .04 .06 -.02
	9 -12	.69 .66 .63 .61	-.08 .00 .01 .00
		Moyenne = 44.83	Variance =363.38
$(1-B)Y_t$	1 - 4	.24 -.11 -.08 .15	.24 -.18 -.01 .18
	5 - 8	-.34 -.33 -.11 .24	-.50 -.04 -.07 .15
	9 -12	-.02 .06 .06 .33	-.05 .08 -.12 .29
		Moyenne = .54	Variance = 8.67
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.82 .46 .08 -.25	.82 -.61 -.16 -.17
	5 - 8	-.41 -.40 -.25 -.08	.21 -.01 .04 -.14
	9 -12	.11 .28 .37 .38	.23 .21 -.04 .04
		Moyenne = 1.85	Variance = 38.93
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.55 .14 -.15 -.51	.55 -.22 -.19 -.46
	5 - 8	-.52 -.39 -.14 -.04	-.07 -.15 .04 -.42
	9 -12	.04 .22 .24 .21	-.18 -.01 .01 -.15
		Moyenne = .10	Variance = 13.63

Identification du modèle

La série RPPK3 est plus régulière que la série PCDCK3 précédente. Une différenciation régulière est suffisante pour stabiliser la variance. Cependant, les valeurs des autocorrélations de la série des différences premières sont croissantes aux décalages quatre, huit et douze. Ceci n'est pas compatible avec un modèle parcimonieux. Nous optons pour une différenciation saisonnaire, même si cela a pour effet d'augmenter la variance. Le modèle finalement retenue est le suivant:

$$(1-a_1B-a_2B^2-a_5B^5)\ (1-B)\ (1-B^4)Y_t = (1-b_4B^4)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(5.00)}{(1-.4359B}\underset{(1.85)}{+.1606B^2}\underset{(5.50)}{+.4457B^5)}\ (1-B)\ (1-B^4)Y_t = \underset{(15.22)}{(1-.8535B^4)}a_t$$

$\hat{s}_a = 2.170$

LBQ (12 - 4) = 8.8

LBQ (24 - 4) = 19.0

Analyse des racines caractéristiques du modèle stationnaire ARMA (5, 4)

RACINE		VALEURS ABSOLUES	PÉRIODICITÉ (trimestres)
u_1, u_2	$-0.163456 \pm i0.822958$	0.839033	3.56
u_3, u_4	$0.756930 \pm i0.519648$	0.918137	10.44
u_5	-0.751048	0.751048	-
v_1, v_2	$\pm i0.961171$	0.961171	-
v_3, v_4	$\pm .961171$	.961171	-

Modèle économétrique correspondant

RPPK3 = BRPPK3 - .41340 + .78959 JS1
(-.08478)(.57128)

- 1.11613 JS2 + .50019 JS3 + .22217 WPPK2
(-.72025) (.27522) (3.17462)

+ .14142 WPPK2(-1) + .30354 WARFD3
(2.28173) (17.20810)

- .07065 IPK3(-1)
(-.70673)

R^2 = .9767 D.W. = .53

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(RPPK3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	98.00	94.29	93.46	100.81
1981-2	94.07	94.47	95.34	96.58
1981-3	104.00	103.24	103.64	98.71
1981-4	103.90	104.90	106.54	107.00
1982-1	103.43	103.03	106.74	97.34
1982-2	113.30	108.79	111.40	101.30
1982-3	125.00	118.00	123.68	123.48
1982-4	123.87	118.24	125.99	125.00
1983-1	122.77	116.19	125.04	122.23
1983-2	115.77	111.28	115.76	122.85
1983-3	115.57	115.24	*	114.34
1983-4	112.97	114.51	111.36	112.80
1984-1	113.63	113.49	117.00	113.09
1984-2	115.23	113.60	119.40	113.90
1984-3	124.07	118.70	124.50	123.77
1984-4	123.07	118.35	122.20	128.13

* Valeur omise, car jugée aberrante.

Série 19: Inspected slaughter of bulls and cows (DIBW1), Western Canada (000)

104 observations : 1959-1 à 1984-4

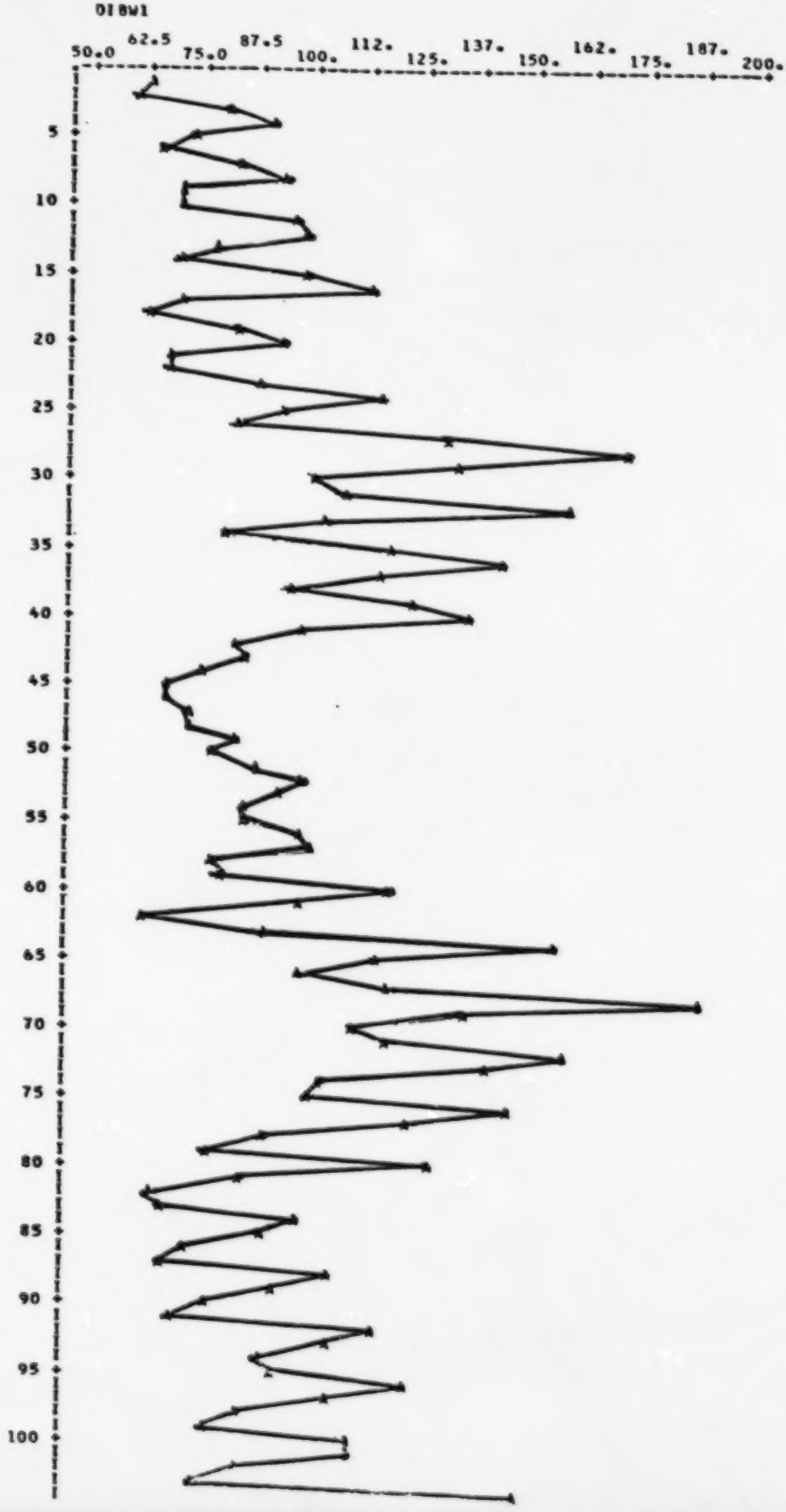
Date de la dernière révision : 2 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1959-1 à 1980-4; 88 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-1 à 1980-4; 44 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1959	62.5559	60.0855	80.2320	90.5541
1960	71.5203	64.3278	81.4892	91.8386
1961	70.2020	70.0800	93.8149	98.5274
1962	76.5881	70.7547	99.0635	113.7200
1963	70.2097	62.2706	83.7098	92.0083
1964	66.4013	68.7431	88.6585	114.4190
1965	91.8758	82.9532	129.9800	168.8690
1966	132.8010	100.9200	107.9090	157.4080
1967	101.8360	80.4551	118.3900	143.4100
1968	114.3550	94.6843	121.7680	135.3470
1969	97.5860	82.8503	84.8130	75.7885
1970	67.3521	67.8477	72.5069	72.5407
1971	82.2997	78.4092	86.7357	98.3905
1972	91.8386	84.1911	86.0772	97.4407
1973	100.4790	77.5343	80.9497	116.2540
1974	96.8535	63.4868	88.9434	154.0420
1975	115.5330	98.5377	117.6820	187.4430
1976	135.7790	110.6930	117.2820	158.0450
1977	139.1970	102.6130	99.3573	144.7580
1978	122.4630	91.1378	77.9721	127.2410
1979	84.0450	65.6070	66.4670	97.7850
1980	89.6620	72.6870	67.6700	105.4810
1981	93.5900	77.2950	70.2110	116.1900
1982	104.1280	89.0510	92.5870	123.7040
1983	104.7300	83.8520	76.5620	109.7400
1984	109.4540	84.1010	75.4940	147.3900


DIBW1
50.0
62.5
75.0
87.5
100.
112.
125.
137.
150.
162.
175.
187.
200.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95
100

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(DIBW1)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.51 .11 .38 .71	.51 -.21 .60 .40
	5 - 8	.25 -.15 .08 .39	-.56 -.13 -.08 .12
	9 -12	.03 -.29 -.10 .19	-.01 .07 -.18 .00
		Moyenne = 96.86	Variance = 729.20
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.08 -.70 -.05 .81	-.08 -.71 -.43 .53
	5 - 8	-.06 -.65 -.09 .68	.03 -.02 -.21 -.10
	9 -12	-.03 -.53 -.12 .59	-.13 .12 -.08 .02
		Moyenne = .49	Variance = 701.81
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.69 .48 .34 .07	.69 .02 .00 -.31
	5 - 8	-.07 -.20 -.19 -.21	-.03 -.13 .17 -.12
	9 -12	-.14 -.03 .01 .03	.14 .00 .01 -.13
		Moyenne = .50	Variance = 389.92
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.17 -.10 .20 -.19	-.17 -.13 .16 -.15
	5 - 8	-.04 -.21 .03 -.13	-.06 -.31 .00 -.24
	9 -12	-.08 .13 .02 .08	-.08 -.08 .06 -.01
		Moyenne = -.02	Variance = 244.70

Identification du modèle

Cette série est stationnaire et présente un mouvement saisonnier irrégulier. Le modèle identifié est un AR multiplicatif $(1,0\ 0)x(1,0,0)_4$:

$$(1-a_1B)\ (1-a_4B^4)Y_t = b_0 + a_t.$$

Cependant, les résidus du modèle estimé correspondant ont une autocorrélation significative au décalage trois, ce qui suggère la modification suivante:

$$(1-a_1B)\ (1-a_4B^4)Y_t = b_0 + (1-b_3B^3)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(7.30)}{(1-.6448B)}\ \underset{(12.96)}{(1-.8490B^4)}Y_t = \underset{(7.11)}{72.55} + \underset{(2.91)}{(1+.3186B^3)}a_t$$

$\hat{s}_a = 13.542$

LBQ (12 - 4) = 11.0

LBQ (24 - 4) = 23.0

Modèle économétrique correspondant

```
DIBW1 + EX1SCT4 = BDIBW1 + 160.646 - 50.46280 JS1
                           (1.98969) (-3.65520)

                  - 66.38910 JS2 - 66.1359 JS3 - .39925
                    (-5.62904)     (-5.97842)   (-2.56551)

                  (PFC1(-1) + PFC1(-1) - PFC1(-5))

                  + .06591 SUM (I = -2 TO -1 : IDC1S(I)
                    (4.06145)

                  + IBW1S(I)) - 163.479 (1F JS1 +
                                (-1.11404)

                  JS3 EQ1 THEN IBW1S(-1) - IBW1S(-9)

                  + SUM (I = -8 TO -1 : DIBW1(I) + EX1SCT4

                  (I)) ELSE IBW1S(-2) - IBW1S(-10)

                  + SUM (I = -9 TO -2 : DIBW1(I)

                  + EX1SCT4(I)) / SUM (I = -2 to -1:

                  IBW1S(I)) + .25991 (DIBW1(-1)
                              (2.11018)

                  + EX1SCT4(-1)) - 27.27180 DCTEX
                                   (-2.17248)

                  - 174.672 ((PSS1 + TARIF) / (ER34PSS4))
                    (-2.87857)


                  R2 = .80968                D.W. = 1.77
```

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(DIBW1)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	93.59	102.93	100.47	94.70
1981-2	77.30	94.17	80.77	76.38
1981-3	70.21	88.66	90.50	73.06
1981-4	116.19	128.82	115.88	101.02
1982-1	104.13	115.03	100.19	100.83
1982-2	89.05	89.33	85.34	84.53
1982-3	92.59	81.09	91.19	83.17
1982-4	123.70	124.86	144.60	124.81
1983-1	104.73	80.79	106.20	109.96
1983-2	83.85	67.46	89.60	93.01
1983-3	76.56	69.34	84.30	87.38
1983-4	109.74	134.39	109.10	105.64
1984-1	109.45	83.30	99.69	92.92
1984-2	84.10	55.07	81.90	84.88
1984-3	75.49	16.39	70.20	78.26
1984-4	147.39	127.49	108.80	108.75

Série 20: Inspectice slaughter of bulls and cows (DIBW2), Eastern Canada (000)

104 observations : 1959-1 à 1984-4

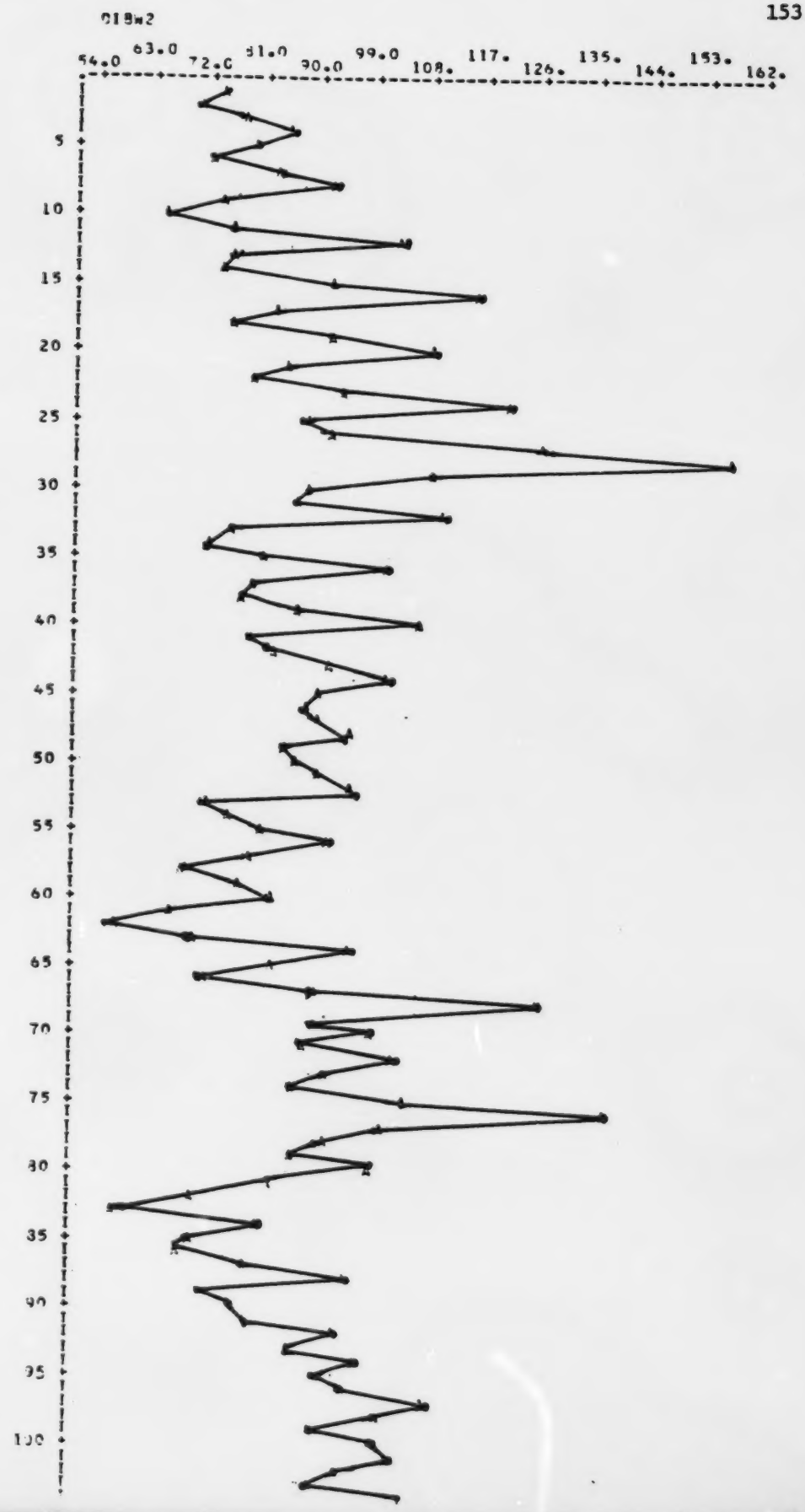
Date de la dernière révision : 10 février 1984

Période d'estimatien (ARIMA) : 1959-1 à 1980-4; 88 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-1 à 1980-4; 44 observations

Période de prévision : 1980-4 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1959	73.4044	69.7823	78.0645	84.8805
1960	78.3409	72.8201	82.8039	91.8827
1961	73.7229	65.3939	74.7867	102.7920
1962	76.4665	74.0901	91.7944	115.0940
1963	83.4283	75.4704	91.8177	108.4520
1964	83.8104	79.8285	94.2380	120.5560
1965	87.8769	91.1480	126.0590	157.3590
1966	107.4700	88.9441	86.5589	109.3540
1967	75.7775	71.2899	81.6003	100.0190
1968	79.3754	77.6614	87.1482	105.5630
1969	79.3701	82.7831	91.7628	101.1260
1970	90.5185	88.6658	89.2200	94.9714
1971	84.5667	85.7080	90.4071	95.8957
1972	72.1009	76.1803	81.0168	91.4456
1973	79.3347	68.1607	77.2863	82.6030
1974	66.2860	57.1480	69.8728	95.4437
1975	82.9657	72.2715	90.3793	125.4190
1976	92.6831	99.8362	88.1931	102.9910
1977	91.4393	86.1484	103.6960	136.7920
1978	100.7110	92.5009	87.0800	98.3207
1979	82.1780	70.9990	57.5900	81.0110
1980	70.9930	69.2950	79.8610	94.8860
1981	72.3030	77.0140	78.4690	93.0060
1982	87.1100	96.6910	91.1010	96.2700
1983	107.2280	101.1930	90.8170	100.7790
1984	103.0920	96.1910	89.3700	104.1200


018w2
54.0
63.0
72.0
81.0
90.0
99.0
108.
117.
126.
135.
144.
153.
162.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95
100

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(DIBW2)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.43 .03 .19 .54	.43 -.19 .32 .44
	5 - 8	.04 -.29 -.09 .34	-.59 .02 .05 .22
	9 -12	-.09 -.37 -.13 .26	-.32 .03 .08 -.14
		Moyenne = 87.81	Variance = 270.73
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.15 -.48 -.17 .74	-.15 -.52 -.50 .52
	5 - 8	-.15 -.46 -.20 .74	-.16 -.18 -.30 .22
	9 -12	-.12 -.45 -.12 .67	-.15 -.18 .08 -.02
		Moyenne = .25	Variance = 311.76
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.67 .33 .03 -.28	.67 -.22 -.17 -.33
	5 - 8	-.26 -.22 -.24 -.11	.31 -.19 -.17 .05
	9 -12	-.03 .02 .12 .04	.14 -.10 .00 -.17
		Moyenne = .11	Variance = 244.42
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.01 -.04 .04 -.51	.01 -.04 .04 -.52
	5 - 8	.00 .06 -.22 .09	.03 .01 -.24 -.22
	9 -12	.02 -.10 .27 .05	.00 -.11 .06 -.03
		Moyenne = .11	Variance = 160.23

Identification du modèle

Le graphe de cette série est très voisin du précédent. Cependant, l'allure des autocorrélations indique la nécessité d'une différenciation saisonnière. Le modèle identifié est alors un modèle multiplicatif du type $(1,0,0)x(1,1,0)_4$:

$$(1-a_1B)\ (1-a_4B^4)\ (1-B^4)Y_t = a_t.$$

L'examen des résidus du modèle estimé révèle la présence de valeurs exagérées qui correspondent à des observations originales qui sont elles-mêmes exagérées par rapport aux valeurs adjacentes.

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(10.15)}{(1-.7864B)}\ \underset{(3.97)}{(1+.4516B^4)}\ [Y_t+\underset{(3.73)\ (2.50)}{(14.36+9.5080B)}I_{1t}$$

$$-\ \underset{(4.84)\ (2.98)}{(16.50+10.65B)}I_{2t}] = \frac{a_t}{1-B^4}$$

où I_{1t} = 1 pour les observations 1966-3, 1976-3 et 1979-3,

= 0 autrement;

et I_{2t} = 1 pour les observations 1961-4, 1965-3, 1975-4 et 1976-2,

= 0 autrement.

$\hat{s}_a$ = 8.460

LBQ (12 - 6) = 8.0

LBQ (24 - 6) = 22.0

Modèle économétrique correspondant

DIBW2 + EX2SCT4 = BDIBW2 + 76.22360 - 29.93240 JS1
(2.67868) (-5.86874)

-17.1861 JS2 - 16.34950 JS3 - .15957
(-3.64693) (-3.50133) (-2.36717)

(PFC2(-1) + PFC2(-1) - PFC2(-5))

+ (1F YEARQ LT 19751 THEN - 77.50710
(-.33537)

XNTM3 / F PDR2 ELSE - 328.22900
(0.01613)

XQM3 / SUM (I = -4 to -1 : SPC3(I))

/ SUM (I = -2 to -1 : ID C2S(I))) -8.08055
(-1.40182)

DCTEX + .53561 (DIBW2(-1) + EX2SCT4(-1))
(4.26607)

R^2 = .66116 D.W. = 2.11

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(DIBW2)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	72.30	83.37	65.27	76.71
1981-2	77.01	81.36	70.89	67.17
1981-3	78.47	80.58	83.50	82.00
1981-4	93.01	102.19	94.31	94.75
1982-1	87.11	82.23	78.56	71.68
1982-2	96.69	85.44	86.18	85.58
1982-3	91.10	88.11	87.20	97.38
1982-4	96.27	90.80	105.20	103.22
1983-1	107.23	66.82	81.20	82.69
1983-2	101.19	84.17	101.20	109.25
1983-3	90.87	99.70	96.90	95.37
1983-4	100.78	101.85	96.30	98.35
1984-1	103.09	79.69	100.90	104.15
1984-2	96.19	90.93	95.10	102.03
1984-3	89.37	94.93	85.20	88.37
1984-4	104.12	102.32	98.29	97.98

Série 21: Inspected slaughter of heifers (DIHF1), Western Canada (000)

104 observations : 1959-1 à 1984-4

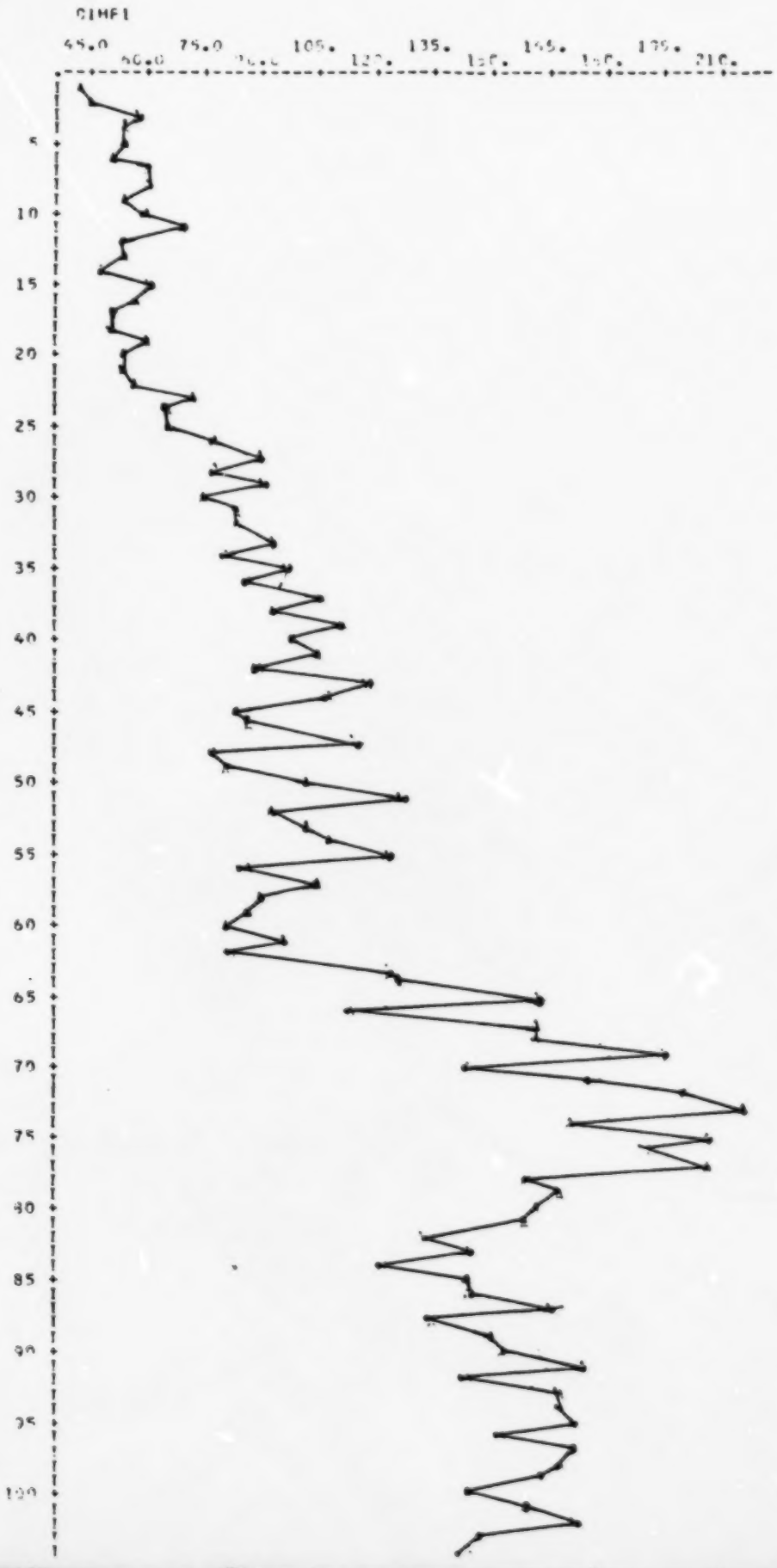
Date de la dernière révision : 2 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1959-1 à 1980-4; 88 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-1 à 1980-4; 44 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1959	43.1588	45.9241	55.8579	54.4999
1960	54.1533	51.8691	61.3005	58.7810
1961	53.0470	59.6234	67.6480	53.9413
1962	53.4374	47.9353	58.9557	56.9502
1963	52.3425	50.4179	60.4581	55.1481
1964	54.1922	55.9588	73.2258	65.9644
1965	65.7369	76.8661	88.5713	77.4043
1966	88.7478	73.8213	83.4375	84.3910
1967	93.8161	80.4326	96.8350	88.4093
1968	105.7930	93.6041	112.3740	99.8345
1969	105.1080	88.8968	116.5980	108.3050
1970	83.2622	86.7198	113.5160	78.1151
1971	82.0124	102.5390	125.5370	93.0816
1972	101.7500	108.9320	122.4020	88.4934
1973	103.9980	90.4227	88.2998	81.1993
1974	94.8985	84.1212	123.8360	124.9410
1975	163.2160	113.2870	161.3010	162.3050
1976	196.2460	143.6160	177.6570	202.1590
1977	216.2490	171.0130	206.7630	191.8660
1978	205.7090	159.3560	167.2580	161.1820
1979	159.7720	133.2670	143.5690	122.6550
1980	143.8820	144.4460	165.5300	135.5260
1981	149.2490	151.8630	175.1460	143.4370
1982	168.6510	166.8010	172.3620	152.7630
1983	171.5530	168.2900	161.0960	142.7090
1984	157.5770	170.3660	146.9640	143.3520


CIMF1
45.0
75.0
105.
135.
165.
195.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95
100

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(DIHF1)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.89 .87 .82 .85	.89 .41 -.01 .33
	5 - 8	.73 .72 .65 .66	-.49 .09 -.04 .04
	9 -12	.55 .55 .48 .47	-.14 .13 -.15 -.04
		Moyenne = 103.40	Variance = 1,996.05
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.53 .24 -.41 .72	-.53 -.06 -.42 .56
	5 - 8	-.53 .28 -.38 .55	-.04 .02 -.13 -.05
	9 -12	-.55 .40 -.38 .39	-.20 .14 -.02 -.14
		Moyenne = 1.06	Variance = 398.28
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.73 .57 .46 .23	.73 .08 .04 -.31
	5 - 8	.08 -.08 -.15 -.22	-.06 -.18 .13 -.10
	9 -12	-.28 -.23 -.23 -.25	-.03 .02 -.03 -.14
		Moyenne = 4.64	Variance = 384.69
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.21 -.09 .25 -.15	-.21 -.14 .22 -.07
	5 - 8	.01 -.18 .02 -.02	.01 -.28 -.01 -.08
	9 -12	-.19 .06 .04 -.03	-.11 -.08 .03 .00
		Moyenne = .02	Variance = 209.54

Identification du modèle

La série DIHF1 est non-stationnaire et montre une saisonnalité. Une différenciation saisonnière est requise. Les fonctions d'autocorrélations et d'autocorrélations partielles d'échantillon signalent la présence d'un terme AR d'ordre un. Le modèle identifié est alors:

$$(1-a_1B)\ (1-B^4)Y_t = a_t.$$

Une autocorrélation significative au décalage trois des résidus du modèle estimé suggère la modification suivante:

$$(1-a_1B)\ (1-B^4)Y_t = (1-a_3B^3)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

L'examen des résidus du modèle précédent une fois estimé indique la présence d'observations exagérées par rapport aux observations adjacentes. Il est donc nécessaire de modifier le modèle identifié pour tenir compte de ces valeurs. Le modèle estimé retenu pour les analyses de prévision est le suivant:

$$\underset{(9.40)}{(1-.7555B)}\ (Y_t+\underset{(2.70)}{8.991}I_{1t}-\underset{(2.75)}{11.80}I_{2t}) = \underset{(3.08)}{(1+.3704B^3)}\frac{a_t}{1-B^4}$$

où I_{1t} = 1 pour les observations 1970-1, 1975-2, 1977-4 et 1979-1,

= 0 autrement;

et I_{2t} = 1 pour les observations 1974-3, 1975-1 et 1980-2,

= 0 autrement.

$\hat{s}_a$ = 11.7

LBQ (12 - 4) = 7.0

LBQ (24 - 4) = 25.0

Modèle économétrique correspondant

DIHF1 = BDIHF1 - 2.88512 + 23.30630 JS1
(-.07336) (1.65911)

- 0.44250 JS2 + 28.68270 JS3 + 0.01171
(-.03456) (3.80866) (.36205)

SUM (I = -2 TO -1 : IHF1 S(I))

+ 0.75289 XIPBA1(-3) - 0.16655 PFC1(-3)
(2.85114) (-1.17183)

+ 0.54563 DIHF1(-1)
(4.29707)

R^2 = 0.85553 D.W. = 1.86

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(DIHF1)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	149.25	156.08	155.88	160.64
1981-2	151.86	155.91	153.61	146.76
1981-3	175.15	198.48	183.98	178.63
1981-4	143.44	187.52	174.33	138.55
1982-1	168.65	191.47	170.79	156.79
1982-2	166.80	179.12	165.67	165.17
1982-3	172.36	209.62	168.10	188.03
1982-4	152.76	184.54	176.70	145.42
1983-1	171.55	191.06	168.30	176.20
1983-2	168.29	170.76	164.00	163.46
1983-3	161.10	198.16	175.90	176.01
1983-4	142.71	165.06	156.70	142.82
1984-1	157.58	173.90	159.30	165.70
1984-2	170.37	151.49	160.40	152.85
1984-3	146.96	198.43	154.60	162.55
1984-4	143.35	156.62	138.89	129.79

Série 22: Inspected slaughter of heifers (DIHF2), Eastern Canada (000)

104 observations : 1959-1 à 1984-4

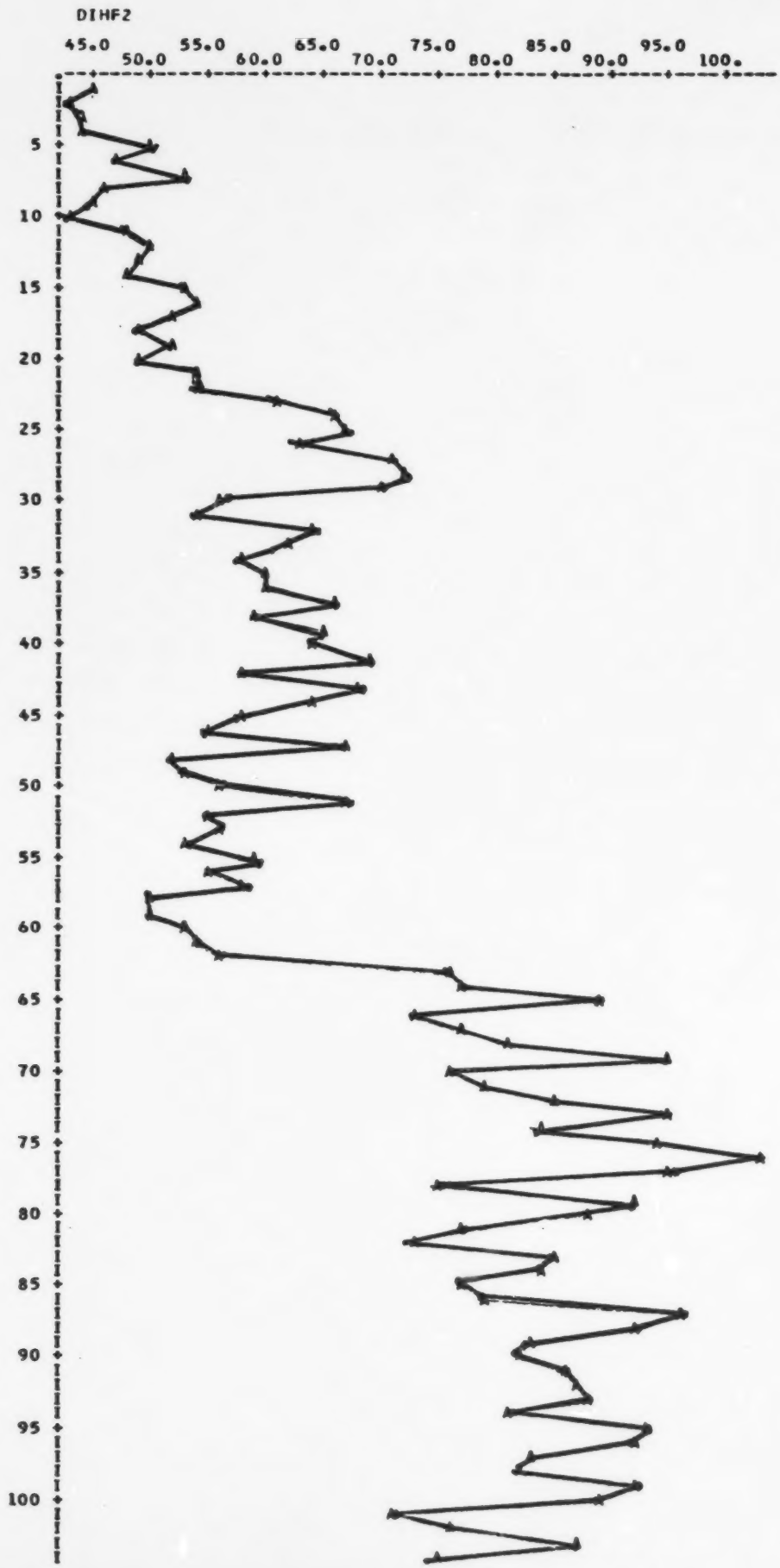
Date de la dernière révision : 2 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1959-1 à 1980-4; 88 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-1 à 1980-4; 44 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1959	45.2563	43.4952	43.8980	43.9691
1960	49.6023	46.6139	52.6483	45.7704
1961	44.5014	43.4029	47.8630	49.8433
1962	48.6444	47.9647	53.2514	53.6430
1963	51.9691	48.8197	51.9753	49.2965
1964	53.5368	53.7123	61.0548	66.2026
1965	67.2324	62.9131	71.4245	72.4317
1966	70.1950	56.3580	54.1995	64.0997
1967	61.5138	57.6877	59.5292	59.5940
1968	66.4167	59.1733	64.5117	64.2187
1969	69.4728	58.4072	67.6912	64.4248
1970	58.0829	54.8636	67.2035	52.2877
1971	52.9460	55.5400	67.2773	55.0325
1972	56.4314	53.4230	59.3021	54.8283
1973	57.8586	50.2344	49.5025	52.8819
1974	53.8157	56.4756	76.1125	76.9948
1975	88.5781	72.8382	77.3246	80.5363
1976	94.6188	75.6203	78.6735	84.7628
1977	95.1140	84.1880	93.8184	102.6830
1978	95.4242	74.7300	92.1233	88.0502
1979	77.4180	73.4280	84.7740	83.6160
1980	76.6610	79.3040	95.7970	92.2160
1981	83.2350	81.8640	86.3840	86.6470
1982	87.5640	80.9070	92.7080	92.4330
1983	82.8860	82.4640	92.4500	88.7210
1984	71.4080	75.6230	87.0550	75.3650


DIHF2
45.0
50.0
55.0
60.0
65.0
70.0
75.0
80.0
85.0
90.0
95.0
100.
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80
85
90
95
100

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(DIHF2)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.84 .76 .73 .74	.84 .16 .20 .24
	5 - 8	.60 .57 .56 .56	-.40 .20 .03 .03
	9 -12	.45 .44 .41 .38	-.13 .08 -.07 -.07
		Moyenne = 64.45	Variance = 232.55
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.31 -.13 -.15 .56	-.31 -.25 -.33 .44
	5 - 8	-.42 -.01 -.09 .35	-.24 -.03 -.14 .00
	9 -12	-.43 .17 -.07 .27	-.18 .06 -.06 .09
		Moyenne = .54	Variance = 59.92
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.67 .37 .16 -.12	.67 -.15 -.05 -.30
	5 - 8	-.21 -.23 -.22 -.20	.07 -.07 .00 -.13
	9 -12	-.07 .09 .20 .18	.18 .10 .09 -.21
		Moyenne = 1.99	Variance = 77.00
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.05 -.14 .11 -.26	-.05 -.14 .10 -.28
	5 - 8	-.11 -.05 .00 -.17	-.11 -.17 .01 -.31
	9 -12	-.08 .10 .18 .10	-.18 -.13 .17 -.02
		Moyenne = .05	Variance = 51.15

Identification du modèle

La série ne semble pas être ni stationnaire, ni absente de mouvement saisonnier. Cependant, aucune différenciation ne fut appliquée à cette série car, par exemple, l'estimé d'un AR(1) conduit à une valeur du paramètre significativement inférieure à un. Le modèle identifié est alors le suivant:

$$(1-a_1B)\ (1-a_4B^4)Y_t = b_0 + a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est le suivant:

$$\underset{(10.76)}{(1-.8116B)}\ \underset{(7.21)}{(1-.6814B^4)}Y_t = \underset{(7.18)}{57.83} + a_t$$

$\hat{s}_a = 6.232$

LBQ (12 - 3) = 13.0

LBQ (24 - 3) = 32.0

Modèle économétrique suivant

$$
\begin{aligned}
DIHF2 = BDIHF2 &- 41.47510 + 12.20600\ JS1 \\
&\quad (-2.55519)\quad (2.83082) \\
&+ 4.52045\ JS2 + 8.55972\ JS3 \\
&\quad (1.00346)\quad (2.76707) \\
&+ .13122\ SUM\ (I = -2\ TO\ -1 : IHF2S(I)) \\
&\quad (3.19690) \\
&+ 1.12051\ RFC3(-3) - .49005\ (PSS2(-3) - PFC2(-3)) \\
&\quad (1.66645)\quad (-1.64497) \\
&- .22254\ PFC2(-3) + .7494 * DIHF2(-1) \\
&\quad (-1.63161)\quad (7.1336)
\end{aligned}
$$

$R^2 = .856$ D.W. = 2.10

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(DIHF2)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	83.24	92.76	86.79	84.31
1981-2	81.86	73.67	88.79	82.67
1981-3	86.38	87.05	94.12	91.41
1981-4	86.65	85.63	99.08	83.71
1982-1	87.56	90.63	86.49	79.85
1982-2	80.91	84.36	84.31	84.42
1982-3	92.71	86.75	88.90	82.76
1982-4	92.43	85.93	92.40	90.02
1983-1	82.89	86.51	88.10	90.35
1983-2	82.46	72.19	81.10	77.87
1983-3	92.45	84.44	97.60	88.77
1983-4	88.72	82.19	116.50	90.39
1984-1	71.41	77.63	78.50	81.23
1984-2	75.62	58.07	75.10	72.51
1984-3	87.06	71.04	88.60	82.83
1984-4	75.37	68.93	84.20	83.82

Série 23: Per capita disappearance of high quality inspected beef (PCDHBF3), Canada (lb.)

72 observations : 1967-1 à 1984-4

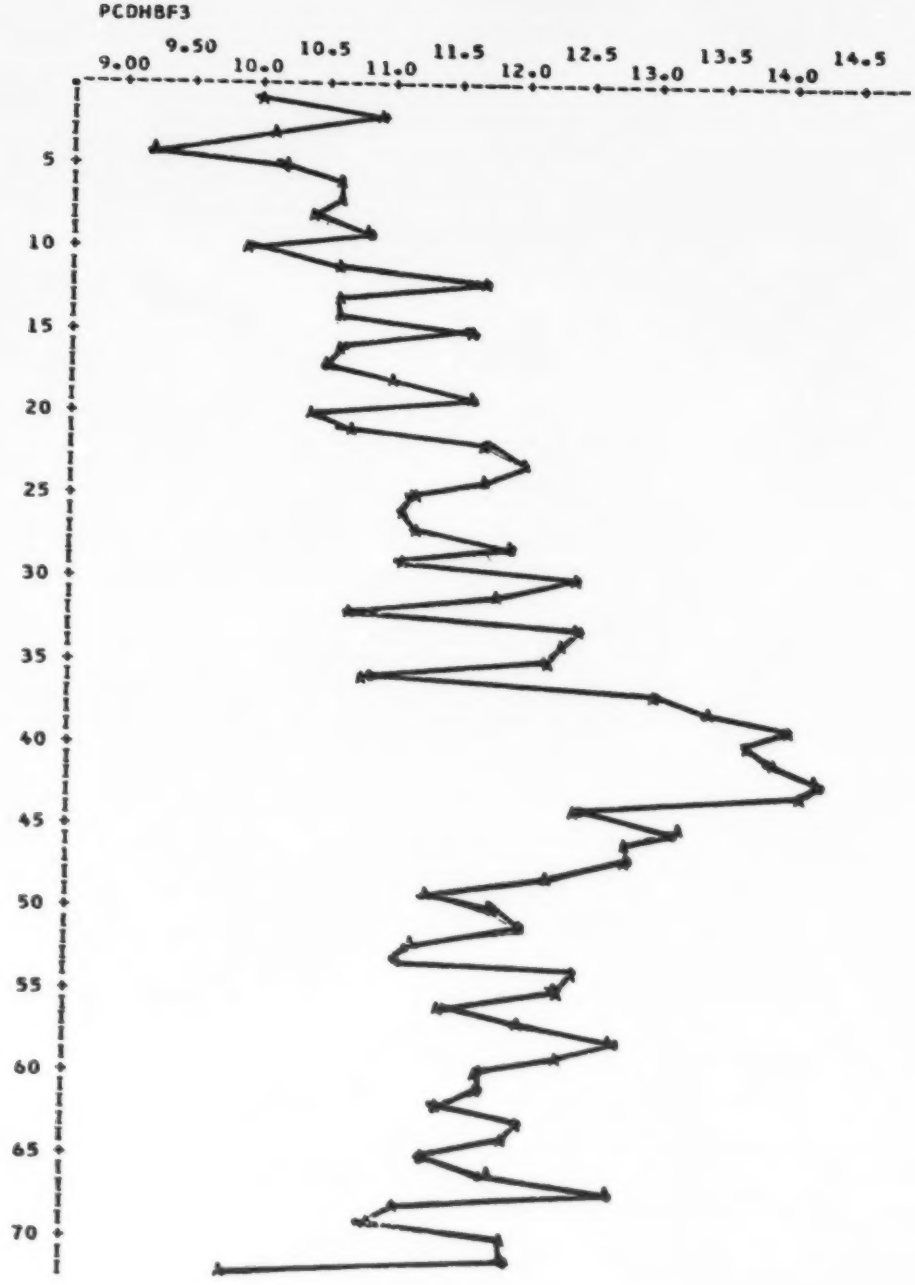
Date de la dernière révision : 5 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1967-1 à 1980-4; 56 observations

Période d'estimation (FARM) : 1971-1 à 1980-4; 40 observations

Période de prévision : 1980-4 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1967	9.9639	10.9292	10.0954	9.1769
1968	10.1705	10.6339	10.6019	10.4245
1969	10.8123	9.8977	10.5564	11.7084
1970	10.5834	10.5713	11.6166	10.6320
1971	10.4756	10.9517	11.5740	10.4327
1972	10.7435	11.6878	11.9603	11.7433
1973	11.2458	11.0707	11.2169	11.8609
1974	11.1356	12.4308	11.7658	10.6958
1975	12.4065	12.3030	12.1998	10.8281
1976	13.0454	13.3675	14.0377	13.7224
1977	13.9004	14.2229	14.1013	12.4421
1978	13.2398	12.7919	12.7899	12.2180
1979	11.3089	11.8334	12.0056	11.1918
1980	11.1023	12.3756	12.2600	11.4290
1981	12.0116	12.7151	12.2756	11.6509
1982	11.6651	11.4406	12.0361	11.9204
1983	11.2993	11.7682	12.7198	11.1279
1984	10.8696	11.8810	11.9273	9.8060


PCDH8F3
9.00
9.50
10.0
10.5
11.0
11.5
12.0
12.5
13.0
13.5
14.0
14.5
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PCDHBF3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	.74 .65 .67 .62	.74 .21 .32 .06
	5 - 8	.48 .42 .38 .31	-.19 -.08 -.06 -.02
	9 -12	.28 .20 .14 .18	.09 -.10 -.03 .15
		Moyenne = 11.62	Variance = 1.37
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.29 -.29 .11 .23	-.29 -.41 -.17 .12
	5 - 8	-.13 -.05 .05 -.05	.03 .06 .01 -.12
	9 -12	.06 -.03 -.13 .14	.01 -.05 -.16 .06
		Moyenne = 0.03	Variance = .66
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.42 .28 .30 -.02	.42 .12 .18 -.28
	5 - 8	-.01 -.02 -.11 -.26	.03 -.03 -.01 -.29
	9 -12	-.15 -.12 -.23 -.18	.10 -.01 -.10 -.18
		Moyenne = 0.13	Variance = 0.84
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.37 -.15 .30 -.29	-.37 -.33 .13 -.19
	5 - 8	.02 .07 .04 -.22	-.10 -.12 .14 -.26
	9 -12	.07 .12 -.14 .05	-.12 -.03 .04 -.13
		Moyenne = 0.00	Variance = 0.99

Identification du modèle

Le critère de la plus petite variance a été appliqué à toutes les séries, sauf à celle-ci et à la précédente. Tout comme pour la série DIHF2, la série PCDHBF3 ne requiert pas de différenciation sur la base de ce critère empirique car la valeur estimé du coefficient d'un AR avec la série originale est significativement inférieure à un. Le modèle identifié est alors le suivant:

$$(1-a_1B)\ (1-a_4B^4)Y_t = b_0 + (1-b_3B^3)a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(4.41)}{(1-.5331B)}\ \underset{(3.93)}{(1-.4711B^4)}Y_t = \underset{(24.80)}{11.53} + \underset{(2.71)}{(1+.3545B^3)}a_t$$

$\hat{s}_a = 0.70$

LBQ (12 - 4) = 3.6

LBQ (24 - 4) = 13.0

Modèle économétrique correspondant

$$
\begin{aligned}
PCDHBF3 = {} & BPCDHBF3 + 3.19132 + 2.09506\ JS1 \\
& \qquad (1.98163)\ (1.96168) \\
& + 2.38577\ JS2 + 2.77670\ JS3 \\
& \ (2.24094) \qquad (2.60446) \\
& + 31.04170\ (CSKFA3 / CSKFD3) \\
& \ (2.61994) \\
& + .00207\ CSKT03 / POPN3 - 9.61778 \\
& \ (3.47168) \qquad\qquad (-7.20365) \\
& RPHBF3 / CPI3 + 1.48990\ RPLBF3 / CPI3 \\
& \qquad\qquad (1.65118) \\
& + 1.70421\ JS4\ *RPTK3 / CPI3 \\
& \ (1.71297)
\end{aligned}
$$

$R^2 = .9112$ D.W. = 2.30

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PCDHBF3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	12.01	11.88		11.67
1981-2	12.72	12.66		12.37
1981-3	12.28	12.69		12.23
1981-4	11.65	12.12		11.83
1982-1	11.67	12.41		11.98
1982-2	11.44	11.97		12.07
1982-3	12.04	12.39		11.46
1982-4	11.92	11.98		11.57
1983-1	11.30	12.70		11.57
1983-2	11.76	12.25		11.54
1983-3	12.72	12.94		12.05
1983-4	11.13	11.85		12.14
1984-1	10.87		11.16	11.21
1984-2	11.88		11.31	11.61
1984-3	11.93		11.78	11.85
1984-4	9.81		10.61	11.12

Série 24: Per capita disappearance of ice cream (PCIC3), Canada (kg)

80 observations : 1965-1 à 1984-4

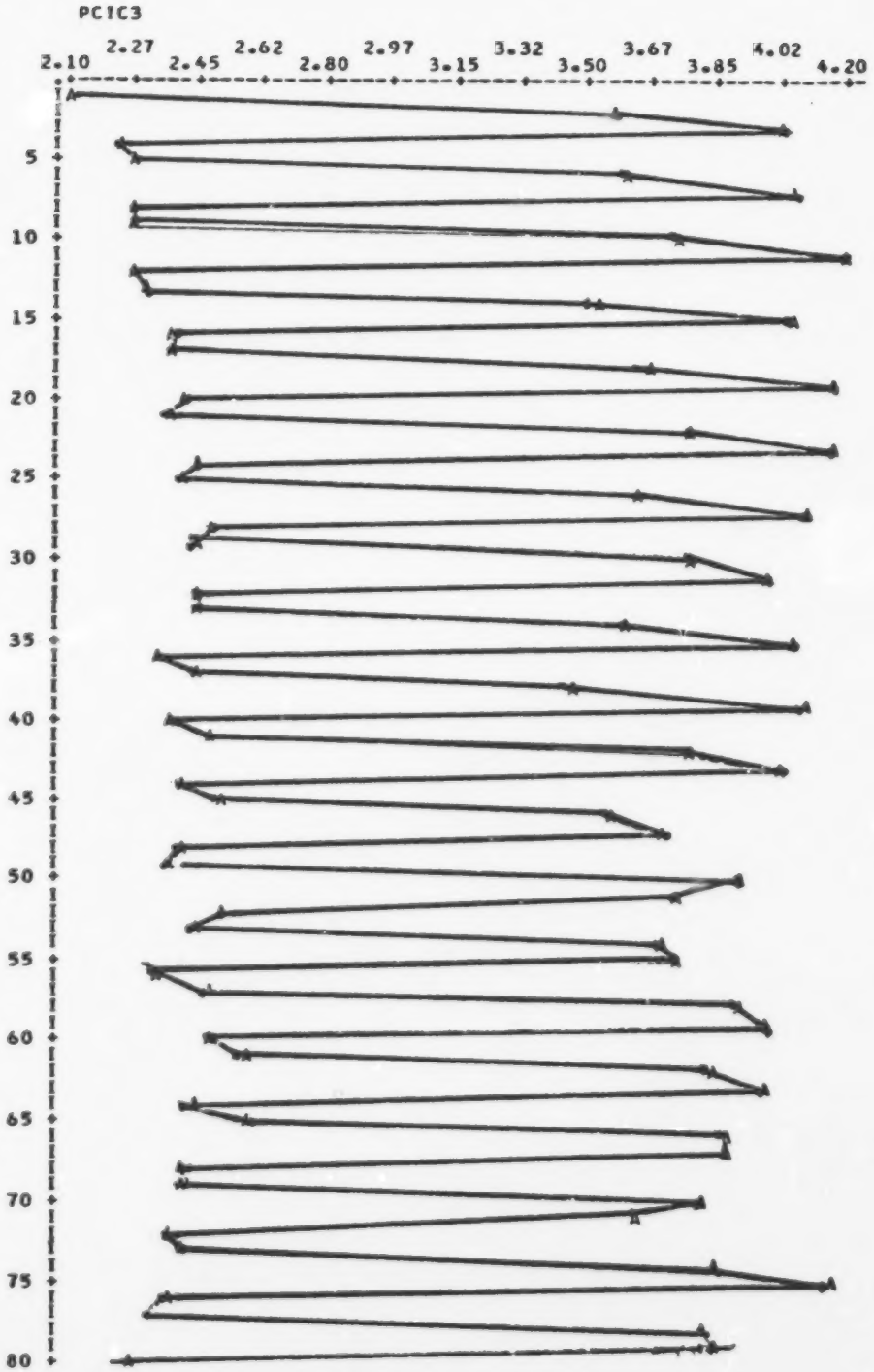
Date de la dernière révision : 5 octobre 1984

Période d'estimation (ARIMA) : 1965-1 à 1980-4; 64 observations

Période d'estimation (FARM) : 1970-1 à 1980-4; 44 observations

Période de prévision : 1981-1 à 1984-4; 16 observations

ANNEES	TRIMESTRE 1	2	3	4
1965	2.1125	3.5764	4.0203	2.2428
1966	2.2706	3.5976	4.0461	2.2613
1967	2.2721	3.7562	4.1922	2.2876
1968	2.3195	3.5291	4.0535	2.3678
1969	2.3721	3.6610	4.1572	2.4164
1970	2.3937	3.7843	4.1700	2.4640
1971	2.4121	3.6374	4.1046	2.4818
1972	2.4584	3.7958	3.9853	2.4671
1973	2.4454	3.6123	4.0727	2.3555
1974	2.4663	3.4753	4.0905	2.3908
1975	2.4708	3.7725	4.0192	2.3982
1976	2.5069	3.5537	3.7046	2.3985
1977	2.3667	3.9102	3.7560	2.5220
1978	2.4436	3.7117	3.7478	2.3600
1979	2.5008	3.9348	3.9979	2.4691
1980	2.5877	3.8474	3.9904	2.4586
1981	2.6021	3.8763	3.8831	2.4140
1982	2.4008	3.8249	3.6550	2.3758
1983	2.4321	3.8650	4.1526	2.3656
1984	2.3510	3.7977	3.8358	2.2656


PC1C3
2.10
2.27
2.45
2.62
2.80
2.97
3.15
3.32
3.50
3.67
3.85
4.02
4.20
5
10
15
20
25
30
35
40
45
50
55
60
65
70
75
80

Autocorrélations et autocorrélations partielles d'échantillon

(PCIC3)

	Décalages	Autocorrélations	Autocorrélations partielles
Y_t	1 - 4	-.03 -.92 .01 .92	-.03 -.92 -.42 .37
	5 - 8	-.04 -.86 .02 .85	.08 .17 -.05 .03
	9 -12	-.04 -.80 .03 .78	-.07 .08 .01 .01
		Moyenne = 3.13	Variance = .56
$(1-B)Y_t$	1 - 4	-.03 -.90 -.02 .92	-.03 -.90 -.60 .36
	5 - 8	-.03 -.84 -.01 .85	-.17 .08 -.05 .02
	9 -12	-.04 -.78 .00 .78	-.07 .06 -.01 -.01
		Moyenne = .01	Variance = 1.16
$(1-B^4)Y_t$	1 - 4	.14 .13 -.18 -.51	.14 .11 -.22 -.51
	5 - 8	-.12 -.07 .11 .25	.04 .12 -.06 -.04
	9 -12	.11 .06 .03 -.14	.07 .04 .10 -.03
		Moyenne = .02	Variance = .02
$(1-B)(1-B^4)Y_t$	1 - 4	-.49 .18 .01 -.42	-.49 -.08 .09 -.49
	5 - 8	.19 -.08 .03 .17	-.38 -.14 -.11 -.19
	9 -12	-.03 -.02 .07 -.21	-.09 -.11 .01 -.16
		Moyenne = 0.00	Variance = .03

Identification du modèle

Cette série comporte un fort mouvement saisonnier le long d'une tendance faiblement positive. Une différenciation saisonnière est alors suffisante pour stabiliser la variabilité de la série. L'analyse des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle de la série différenciée permet d'identifier le modèle saisonnier $(0,0,0)x(1,1,0)_4$ car l'autocorrélation partielle au décalage quatre est significative et les autocorrélations aux décalages quatre, huit et douze sont décroissantes en valeurs absolues. Ainsi, le modèle identifié est:

$$(1-a_4B^4)\ (1-B^4)Y_t = b_0 + a_t.$$

Estimation et validation du modèle

Le modèle estimé est:

$$\underset{(2.29)}{(1-.2987B^2)}\ \underset{(5.01)}{(1+.5459B^4)}\ (1-B^4)Y_t = a_t$$

$\hat{s}_a = .1083$

LBQ (12 - 2) = 3.7

LBQ (24 - 2) = 16.0

Modèle économétrique correspondant

$$PCIC3 = BPCIC3 + 2.77693 + .01771\ JS1 \quad (6.19185)\ (.40434)$$

$$+ 1.65011\ JS2 + 1.87029\ JS3 - 1.12228 \quad (15.74110)\ (17.9930)\ (-3.67198)$$

$$\text{Log (RPIC3)} + .44866\ \text{Log (RPHC3)} \quad (2.14389)$$

$$+ 0.38\ \text{Log (PCDY3)} - 7.61519\ RAT1C3 \quad (-3.91641)$$

$R^2 = .98311$ D.W. = 2.29

Comparaison des prévisions de ARIMA une période à l'avance avec les valeurs actuelles et les simulations non-simultanées (FARM 1) et simultanées (FARM 2) de FARM

(PCIC3)

PÉRIODES	VRAIES VALEURS	FARM 1	FARM 2	ARIMA
1981-1	2.60	2.40	-	2.58
1981-2	3.88	3.65	-	3.92
1981-3	3.88	3.91	-	4.02
1981-4	2.41	2.37	-	2.46
1982-1	2.40	2.37	2.49	2.56
1982-2	3.83	3.64	3.89	3.84
1982-3	3.66	3.90	3.88	3.88
1982-4	2.38	2.33	2.33	2.43
1983-1	2.43	2.33	2.36	2.40
1983-2	3.87	3.67	3.81	3.83
1983-3	4.15	3.94	3.89	3.75
1983-4	2.37	2.34	2.41	2.40
1984-1	2.35	2.34	2.41	2.54
1984-2	3.80	3.62	3.68	3.83
1984-3	3.84	3.87	3.96	3.82
1984-4	2.27	2.30	2.37	2.36

LIST OF WORKING PAPERS PUBLISHED IN 1986

No. 1 Exchange Rates and the Canadian Grain Sector. J. Groenewegen. January 1986.

No. 2 Grain Reserve Advance Proposal. Don Adnam. January 1986.

No. 3 Dairy Policy Simulation and Evaluation. Cameron Short. January 1986.

No. 4F Comparaison de l'efficacité prévisionnelle des modèles FARM et ARIMA. Gérald Roy. Mars 1986.

Available From:
André Trempe
Services Division
Marketing & Economics Branch
Sir John Carling Bldg.
Ottawa, Ontario
K1A 0C5
(613) 995-5880